

Université de Sherbrooke

Évaluation de la couverture vaccinale des jeunes enfants de la Montérégie au
regard des facteurs sociodémographiques et impact de l'ajout de
nouveaux vaccins

par

Aicha Hamid

Programmes de sciences cliniques

Département des Sciences de la santé communautaire

Mémoire présenté à la Faculté de médecine et des sciences de la santé
en vue de l'obtention du grade de
Maître ès sciences (M.Sc.) en sciences cliniques

Membres du jury :

Pr Maryse Guay : Directrice de recherche

Pr Jacques Lemaire : Codirecteur

Pr Marie-France Dubois : Évaluatrice interne

Dre Caroline Quach : Évaluatrice externe

Juin 2008



Library and
Archives Canada

Bibliothèque et
Archives Canada

Published Heritage
Branch

Direction du
Patrimoine de l'édition

395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Your file Votre référence
ISBN: 978-0-494-42966-2
Our file Notre référence
ISBN: 978-0-494-42966-2

NOTICE:

The author has granted a non-exclusive license allowing Library and Archives Canada to reproduce, publish, archive, preserve, conserve, communicate to the public by telecommunication or on the Internet, loan, distribute and sell theses worldwide, for commercial or non-commercial purposes, in microform, paper, electronic and/or any other formats.

The author retains copyright ownership and moral rights in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

AVIS:

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque et Archives Canada de reproduire, publier, archiver, sauvegarder, conserver, transmettre au public par télécommunication ou par l'Internet, prêter, distribuer et vendre des thèses partout dans le monde, à des fins commerciales ou autres, sur support microforme, papier, électronique et/ou autres formats.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur et des droits moraux qui protègent cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

In compliance with the Canadian Privacy Act some supporting forms may have been removed from this thesis.

Conformément à la loi canadienne sur la protection de la vie privée, quelques formulaires secondaires ont été enlevés de cette thèse.

While these forms may be included in the document page count, their removal does not represent any loss of content from the thesis.

Bien que ces formulaires aient inclus dans la pagination, il n'y aura aucun contenu manquant.

RÉSUMÉ

Titre

Évaluation de la couverture vaccinale des jeunes enfants de la Montérégie au regard des facteurs sociodémographiques et impact de l'ajout des nouveaux vaccins

Contexte

En Montérégie comme ailleurs au Québec, les couvertures vaccinales des enfants de 2 ans selon les facteurs sociodémographiques sont peu connues. Avec l'ajout des nouveaux vaccins, le calendrier vaccinal des jeunes enfants se complexifie davantage; récemment, le vaccin contre le pneumocoque, l'influenza et la varicelle ont été introduits pour la vaccination des nourrissons. On anticipait que cet ajout ait un impact sur le respect du calendrier à cause entre autres de l'administration de multiples injections lors d'une même visite. La présente étude vise à évaluer la couverture vaccinale des enfants de la Montérégie au regard des facteurs sociodémographiques et à explorer l'impact de l'ajout des nouveaux vaccins sur l'observance du calendrier de vaccination et l'opinion des parents.

Méthodologie

Étude descriptive transversale par questionnaire postal auto-administré auprès d'un échantillon aléatoire stratifié de deux cohortes d'enfants tirés du Fichier des naissances de la Montérégie: 1) cohorte 2002-03 : enfants nés entre le 1^{er} mai 2002 et le 30 avril 2003 (ancien calendrier) et 2) cohorte 2004-05 : enfants nés entre le 1^{er} mai 2004 et le 30 avril 2005 (nouveau calendrier). Deux enquêtes ont été réalisées : Enquête 1 (automne 2005-hiver 2006) effectuée auprès des parents pour lesquels l'adresse a pu être validée par Canada 411

(taux de réponse=56 %); enquête 2 (automne 2006) effectuée auprès des parents dont l'adresse a été validée par la RAMQ (taux de réponse=57 %). Les données vaccinales incomplètes ou manquantes ont été complétées par vérification des dossiers vaccinaux chez le vaccinateur.

Les variables dépendantes à l'étude sont le statut vaccinal, l'observance au calendrier et l'opinion des parents sur les injections multiples. Les variables indépendantes retenues sont les caractéristiques sociodémographiques.

Résultats

Les résultats montrent que 77 % (IC 95 % : 74,8 % - 80,0 %) des enfants de la cohorte 2002-03 ont reçu tous les vaccins requis et 2 % n'ont jamais été vaccinés. La couverture vaccinale varie au palier local entre 73 % et 95 %. Parmi les facteurs sociodémographiques étudiés (âge du père et de la mère, scolarité du père et de la mère, statut marital, rang de l'enfant dans la fratrie, taille de la famille, poids à la naissance et statut socioéconomique), seul le rang de l'enfant dans la fratrie est associé significativement au statut vaccinal de l'enfant. Une plus forte proportion d'enfants a un statut vaccinal complet parmi les premiers nés de la famille ($p=0,037$).

L'analyse de l'observance du calendrier par l'approche de survie de Kaplan-Meier montre un retard dans la réception de la deuxième et la troisième dose du vaccin pentavalent DCaT-P-Hib des enfants de la cohorte 2004-05 comparés à ceux de la cohorte 2002-03 (Nombre de jours médians de retard : 2 jours sur le 2^e vaccin ($p=0,013$) et 4 jours sur le 3^e vaccin ($p<0,001$)).

La majorité des parents (76 %) préfèrent 2 à 3 injections lors d'une même visite pour leur enfant et 61 % craignent une augmentation du risque d'effets secondaires lorsque plusieurs vaccins sont administrés à la même visite.

Conclusion

Bien que les retards de vaccination constatés semblent moins importants qu'anticipés, la couverture vaccinale observée en Montérégie s'écarte des objectifs provinciaux. Des efforts importants devront continuer à être effectués pour obtenir une meilleure couverture vaccinale. Une attention particulière devra être accordée aux enfants derniers nés de familles nombreuses et à la sensibilisation des parents pour réduire les fausses croyances notamment sur la crainte d'effets secondaires accrus.

Mots clés : Immunisation, couverture vaccinale, facteurs sociodémographiques, nourrissons, injections multiples.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	iv
LISTE DES FIGURES.....	v
LISTE DES ANNEXES	vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	vii
1. PROBLÉMATIQUE.....	1
2. ÉTAT DES CONNAISSANCES	4
2.1. Politique vaccinale au Québec	4
2.2. Incidence des maladies évitables par la vaccination	6
2.3. Couvertures vaccinales chez les enfants en âge préscolaire	8
2.4. Déterminants de la couverture vaccinale chez les enfants en âge préscolaire	10
2.4.1. Études québécoises.....	11
2.4.2. Études américaines.....	16
2.4.3. Études ailleurs dans le monde	22
2.4.4. Facteurs liés aux injections multiples.....	26
2.5. Conclusion.....	29
3. OBJECTIFS DE L'ÉTUDE	31
4. MÉTHODOLOGIE.....	32
4.1. Dispositif de l'étude	32
4.2. Instrument de mesure	32
4.3. Population à l'étude.....	34
4.4. Constitution de la taille de l'échantillon	35
4.5. variables à l'étude.....	38
4.5.1. Variables dépendantes.....	38
4.5.2. Variables indépendantes.....	41
4.6. Source des données	43
4.7. Préparation des échantillons.....	45

4.8.	Déroulement de l'étude	46
4.8.1.	Déroulement de l'enquête de la série 1	46
4.8.2.	Déroulement de l'enquête de la série 2	48
4.9.	Analyses des données	50
4.9.1.	Validation des données	50
4.9.2.	Détermination du statut vaccinal : objectif 1	51
4.9.3.	Analyse des variables reliées au statut vaccinal : objectif 2	53
4.9.4.	Analyse de l'observance au calendrier de vaccination : objectif 3a	53
4.10.	Éthique et confidentialité	55
4.10.1.	Autorisations requises	55
4.10.2.	Consentement et respect des sujets	56
5.	RÉSULTATS	58
5.1.	Participation à l'étude	58
5.1.1.	Taux de participation	58
5.1.2.	Caractéristiques sociodémographiques des participants	61
5.1.3.	Comparaison participants et non participants	63
5.1.4.	Comparaisons des admissibles avec la population du Fichier des naissances de la Montérégie	63
5.1.5.	Comparaisons des participants à l'enquête avec la population du Fichier des naissances de la Montérégie	64
5.2.	Vérification du dossier vaccinal	67
5.3.	Statut vaccinal global des enfants à 2 ans	68
5.3.1.	Couverture vaccinale par territoire de CLSC	69
5.3.2.	Couverture vaccinale par territoire de CSSS	71
5.4.	Facteurs associés au statut vaccinal de l'enfant	72
5.4.1.	Analyse bivariée	72
5.4.2.	Analyse multivariée	74
5.5.	Impact de l'ajout des nouveaux vaccins sur le respect du calendrier	75
5.5.1.	Observance au calendrier de vaccination	75

5.5.2. Opinion des parents sur les injections multiples	78
5.6. Commentaires des parents.....	82
6. DISCUSSION.....	86
6.1. taux de participation	86
6.2. Couverture vaccinale et ses déterminants	89
6.2.1. Couverture vaccinale à 2 ans.....	89
6.2.2. Facteurs sociodémographiques	90
6.3. Impact de l'ajout des nouveaux vaccins sur le respect du calendrier.....	92
6.3.1. Observance au calendrier	92
6.3.2. Opinions des parents sur les injections multiples.....	93
6.4. Limites de l'étude.....	95
6.4.1. Validité interne.....	95
6.4.1.1. Biais de sélection lié à la non réponse	95
6.4.1.2. Biais d'information	96
6.4.1.2.1. Biais d'information par erreur de classification.....	96
6.4.1.2.2. Biais de désirabilité.....	98
6.4.1.3. Biais de confusion	99
6.4.2. Validité externe	100
6.5. Forces de l'étude	100
6.6. Recommandations	103
7. CONCLUSION.....	105
8. REMERCIEMENTS.....	106
9. BIBLIOGRAPHIE	108

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1:	Calendrier régulier de vaccination du Québec des enfants de 0 à 18 mois	6
Tableau 2 :	Liste des variables indépendantes, des catégories utilisées et de la source des données pour chacune des variables.....	43
Tableau 3:	Étapes de la collecte de données de la série 1 et de la série 2	49
Tableau 4:	Caractéristiques sociodémographiques des participants.....	62
Tableau 5:	Comparaisons des participants admissibles et des non-participants admissibles.....	65
Tableau 6:	Comparaison des admissibles à l'ensemble de la population du Fichier des naissances de la Montérégie	66
Tableau 7:	Comparaison des participants ayant répondu au questionnaire à l'ensemble de la population du Fichier des naissances de la Montérégie	67
Tableau 8:	Couverture vaccinale à 2 ans des enfants de la cohorte 2002-03 de la Montérégie selon les secteurs correspondant aux territoires de CLSC et pour l'ensemble du territoire	70
Tableau 9:	Couverture vaccinale à 2 ans des enfants de la cohorte 2002-03 de la Montérégie selon les secteurs correspondant aux territoires de CSSS	71
Tableau 10:	Statut vaccinal selon les caractéristiques sociodémographiques des enfants de la cohorte 2002-03 (Analyse bivariée).....	73
Tableau 11:	Statut vaccinal selon les indices de défavorisation des enfants de la cohorte 2002-03 (Analyse bivariée)	74
Tableau 12:	Facteurs associés au statut vaccinal incomplet des enfants de la cohorte 2002-03 (Analyse multivariée).....	75
Tableau 13:	Écart (en jours) dans la réception des vaccins des enfants de la cohorte 2004-05 par rapport à ceux de la cohorte 2002-03 selon le vaccin	76
Tableau 14:	Opinions sur les injections multiples des parents participants	80
Tableau 15:	Corrélation des rangs de Kendall entre les opinions sur les injections multiples et le nombre d'injections jugé acceptable par les parents.....	81

LISTE DES FIGURES

Figure 1:	Schéma de participation des parents.....	60
Figure 2:	Proportion d'enfants vaccinés de la cohorte 2004-05 comparés à ceux de la cohorte 2002-03 en fonction de l'âge d'administration des 4 doses du vaccin DCaT-P-Hib	77
Figure 3 :	Proportion de parents de la cohorte 2002-03 et ceux de la cohorte 2004-05 selon le nombre d'injections jugé acceptable.....	81

LISTE DES ANNEXES

ANNEXE 1	Facteurs de risque associés à un « retard dans la vaccination » ou à la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon les auteurs 117
ANNEXE 2-A	Études québécoises recensées sur les facteurs de risques « d'un retard dans la vaccination » ou la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon le lieu et l'ordre chronologique de parution de l'étude ... 120
ANNEXE 2-B	Études américaines et ailleurs dans le monde recensées sur les facteurs de risques « d'un retard dans la vaccination » ou la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon le lieu et l'ordre chronologique de parution de l'étude..... 130
ANNEXE 3	Modèle de questionnaire – français et anglais 161
ANNEXE 4	Paramètres considérés pour le calcul de la taille de l'échantillon requise pour l'étude en tenant compte du caractère « fini » des populations de naissances par territoire de CLSC et du taux de participants à nos questionnaires..... 186
ANNEXE 5	Paramètres considérés pour le calcul de la taille finale de l'échantillon lorsqu'on considère l'inexactitude des adresses et le déménagement hors-région de ces adresses inexactes pour la cohorte 2004-05 et la cohorte 2002-03 189
ANNEXE 6	Lettres français-anglais et Carton-rappel - Série 1 192
ANNEXE 7	Lettres français-anglais - Série 2..... 198
ANNEXE 8	Critères d'évaluation du statut vaccinal 203
ANNEXE 9	Engagement au respect de la confidentialité des données..... 205
ANNEXE 10	Nombre de participants à l'enquête postale par territoire de CLSC et CSSS 207

LISTE DES ABRÉVIATIONS

CLSC : Centre local de services communautaires

CSSS : Centre de santé et de services sociaux

CV : Couverture vaccinale

DCaT : Diphtérie; coqueluche (a pour acellulaire), tétanos

DCT : Diphtérie, coqueluche, tétanos

Hep : Hépatite

Hib : *Haemophilus influenzae* de type b

IC : Intervalle de confiance

OR : *Odds ratio* (Rapport des cotes)

P : Poliomyélite

PIQ : Protocole d'immunisation du Québec

RC : Rapport des cotes

RR : Risque relatif

RRO : Rougeole, rubéole, oreillons

VPI : Vaccin contre la poliomyélite

VPO : Vaccin oral contre la poliomyélite

VPTI : Vaccin contre la poliomyélite

VPTO : Vaccin contre la poliomyélite

1. PROBLÉMATIQUE

L'immunisation est considérée comme l'une des interventions les plus importantes et les plus rentables qui soient en matière de santé publique (Centers for Disease Control and Prevention [CDC], 2006). Cet outil de prévention a révolutionné la santé de l'enfant dans le monde entier en évitant des millions de décès chaque année et en diminuant le risque d'incapacité lié aux maladies infectieuses. Pour la seule année 2003, l'Organisation mondiale de la santé [OMS] estime que la vaccination a évité le décès de plus de 2 millions d'enfants (OMS et Fonds des Nations Unies pour l'enfance, 2005). Au Québec, la diminution de l'incidence des maladies évitables par la vaccination fait partie des priorités du Programme national de santé publique 2003-2012 du ministère de la Santé et des Services sociaux (Ministère de la Santé et des Services sociaux [MSSS], 2003a).

L'un des indicateurs choisis pour refléter les efforts d'immunisation est la couverture vaccinale (Agence de la santé publique du Canada [ASPC], 1999). De façon générale, celle-ci correspond à la proportion de personnes qui ont reçu le nombre de doses requises des vaccins prévus au calendrier vaccinal selon leur âge par rapport au nombre total de personnes visées par la vaccination (Agence de la santé et des services sociaux de la Montérégie [ASSSM], 2006). L'obtention et le maintien d'une bonne couverture vaccinale constituent des éléments clefs dans le contrôle et l'élimination des maladies infectieuses. Il s'avère que la couverture vaccinale est un indicateur sensible de l'état de la santé d'une population et de la capacité d'un système de santé à fournir les services essentiels. Sa mesure est nécessaire car elle permet de suivre les tendances nationales qui se dessinent au fil du temps et, ainsi, contribuer à l'évaluation des programmes et des progrès à l'égard de

l'atteinte des objectifs fixés en matière d'immunisation (Bos et Batson, 2000). La compilation des données sur la couverture vaccinale permet aussi de contrôler l'introduction de nouveaux vaccins et de cibler les populations présentant une faible couverture vaccinale afin d'être en mesure de cerner les facteurs qui en sont responsables et de déterminer les interventions de santé publique qui s'imposent (Tamblyn, 1994). D'ailleurs chez les enfants d'âge préscolaire, plusieurs études, dont la plupart réalisées aux États-Unis, ont permis d'identifier ces facteurs de risque associés aux faibles couvertures vaccinales. Les caractéristiques sociodémographiques, tout d'abord, se révèlent des facteurs majeurs. D'autres facteurs comme les facteurs organisationnels et les facteurs liés aux connaissances et croyances des parents sont également reconnus comme associés aux statuts vaccinaux incomplets des jeunes enfants. Cependant ces facteurs ont été peu étudiés au Québec.

La couverture vaccinale des jeunes enfants s'évalue généralement à l'âge de deux ans. C'est à ce moment que l'on considère que le calendrier de base devrait être complété puisque les dernières doses de vaccins sont prévues à 18 mois, ce qui laisse un intervalle raisonnable de 6 mois pour ce faire (MSSS, 2006).

Des systèmes de surveillance continue sous forme de registres pour évaluer la couverture vaccinale des enfants de 0 à 2 ans existent dans plusieurs pays européens (Olin, 1999; Robbins et Freeman, 1998), dans quelques États américains (CDC, 2000), et même ici au Canada dans quelques provinces (Division de l'immunisation, 1998; Roberts, Poffenroth, Roos, Bedchuck et Carter, 1994). Au Québec, les données relatives sur l'immunisation dont on dispose sont insuffisantes et parcellaires. Des systèmes d'information sur la vaccination [SIV] pleinement fonctionnels existent dans seulement deux régions (Estrie et Saguenay-

Lac-Saint-Jean) (MSSS, 2003b), ailleurs, il faut s'appuyer sur des méthodes d'enquêtes pour obtenir des estimations de la couverture vaccinale.

Par ailleurs, avec l'augmentation progressive du nombre de vaccins, le calendrier vaccinal des enfants se complexifie davantage. Ainsi au Québec, le vaccin contre le pneumocoque conjugué, le vaccin contre l'influenza et le vaccin contre la varicelle ont été récemment introduits pour la vaccination des nourrissons (MSSS, 2005). On a anticipé que l'ajout de ces nouveaux vaccins ait un impact sur le respect du calendrier et éventuellement sur la couverture vaccinale à cause, entre autres, de l'administration de multiples injections lors d'une même visite.

Devant ces constats la présente étude a été réalisée. Nous avons cherché à vérifier, d'une part, à quel niveau se situe la couverture vaccinale des enfants de deux ans de la Montérégie, et d'autre part, à identifier les principaux facteurs pouvant entraîner une diminution de cette couverture vaccinale. À cette occasion, l'impact de l'ajout de nouveaux vaccins sur l'observance du calendrier a été exploré.

2. ÉTAT DES CONNAISSANCES

Cette partie du mémoire divisée en quatre sections traitera des sujets reliés à la problématique. Quelques notions essentielles sur la vaccination et la couverture vaccinale des jeunes enfants, de même que les principales études axées sur les variables indépendantes que l'on a étudiées seront brièvement présentées.

La première section traitera de la politique et de l'organisation de la vaccination au Québec et spécialement en Montérégie. La section suivante discutera de l'incidence des maladies évitables par la vaccination. La troisième partie sera consacrée aux couvertures vaccinales des enfants en âge préscolaire. Finalement la quatrième et dernière section couvrira les principales études retenues qui discutent des facteurs déterminants de la couverture vaccinale chez les jeunes enfants.

2.1. POLITIQUE VACCINALE AU QUÉBEC

Au Québec, les stratégies de vaccination sont déterminées par le ministère de la Santé et des Services sociaux en se basant sur les recommandations scientifiques du Comité sur l'immunisation du Québec [CIQ], comité relevant de l'Institut national de santé publique [INSP] (Valiquette, Deshaies, Tremblay, Hudson et Parée, 2005). Plusieurs maladies infectieuses évitables par la vaccination font l'objet de recommandations de vaccination universelle chez tous les enfants québécois. En 2006, le calendrier régulier gratuit (tableau 1) comprenait les vaccins contre les maladies suivantes : diphtérie, coqueluche, le tétanos, poliomyélite, infections invasives à *Haemophilus influenzae* de type b, infections à

pneumocoque, rougeole, rubéole, oreillons, infections à méningocoque de sérotype C, influenza et varicelle. Le vaccin conjugué contre le pneumocoque et le vaccin contre l'influenza pour les enfants âgés de 6 à 23 mois ont été introduits au calendrier régulier de vaccination des nourrissons à la fin de l'année 2004 et le vaccin contre la varicelle, le 1^{er} janvier 2006 (MSSS, 2006).

L'organisation des services d'immunisation du Québec a recours à un modèle mixte, la dispensation des vaccins est assurée par les vaccinateurs du réseau public (CLSC et centres hospitaliers) et les vaccinateurs du réseau privé (cabinets de médecins) dont la répartition varie d'une région à l'autre (MSSS, 2003b). En Montérégie, dix-neuf CLSC (maintenant 11 CSSS) et plus de 100 médecins en cabinet privé participent au programme de vaccination des nourrissons (Régie régionale de la santé et des services sociaux de la Montérégie [RRSSM], 2003). La majorité des enfants vaccinés le sont en CSSS (69 %) tandis que le reste (31 %) sont vaccinés chez leur médecin (ASSSM, 2006).

Tableau 1: Calendrier régulier de vaccination du Québec des enfants de 0 à 18 mois

Âge	Vaccins				Nombre d'injections par visite
2 mois	DCaT-P inactivé-Hib ¹			Pneumocoque* conjugué	2
4 mois	DCaT-P inactivé-Hib ¹			Pneumocoque* conjugué	2
6 mois	DCaT-P inactivé-Hib ¹			Influenza ^{2*}	2
12 mois	RRO	Méningocoque conjugué de sérogroupe C	Varicelle**	Pneumocoque* conjugué	4
18 mois	DCaT-P inactivé-Hib ¹			RRO	2

Reproduit à partir du Protocole d'immunisation du Québec- mise à jour de 2006

- (1) Un vaccin combiné est utilisé pour la vaccination contre DCaT-P-Hib à 2, 4, 6 et 18 mois.
- (2) Le vaccin est recommandé durant la saison de l'influenza chez les enfants de 6 à 23 mois. Lorsqu'il s'agit d'une première vaccination contre l'influenza, 2 doses du vaccin à 1 mois d'intervalle sont nécessaires.

* Vaccins recommandés au Québec à la fin de l'année 2004.

** Vaccin recommandé au Québec depuis le 1^{er} janvier 2006.

2.2. INCIDENCE DES MALADIES ÉVITABLES PAR LA VACCINATION

Actuellement au Québec, on observe une faible incidence des maladies évitables par la vaccination. En effet, aucun cas de diphtérie n'a été déclaré depuis 1990. La poliomyélite est officiellement éliminée des Amériques depuis 1994 (MSSS, 2003b). En Montérégie le dernier cas de poliomyélite est survenu en 1992 (ASSSM, 2006).

En ce qui concerne les autres maladies infectieuses à déclaration obligatoire [MADO], les données montrent des faibles taux bruts de la rubéole et des oreillons depuis plusieurs années. D'ailleurs en Montérégie, les données consignées dans le fichier MADO révèlent

que seulement 2 cas de rubéole et 9 cas d'oreillons ont été déclarés depuis 2004 (ASSSM, 2007). Pour la rougeole cependant, les résultats demeurent plus modestes. Une éclosion de rougeole a frappé le Québec en 2007. En Montérégie, 28 cas ont été rapportés au Bureau de surveillance et de vigie (BSV) du ministère de la Santé et des Services sociaux pour la seule période du 19 avril au 3 octobre 2007 (MSSS, 2007). Chez les enfants de moins de 5 ans, 3 cas ont été signalés (Anne-Marie Clouâtre, Direction de santé publique de la Montérégie, communication personnelle).

L'incidence des infections invasives à *Haemophilus influenzae* de type b est en baisse depuis 1993, cette réduction étant attribuable à la vaccination systématique des enfants entreprise en 1992 (MSSS, 2003b). En Montérégie, chez les enfants de moins de 5 ans, trois cas ont été observés en 2006 comparativement à 19 cas en 2005.

En ce qui concerne les infections invasives à méningocoques, le nombre de cas observé en 2006 chez les tout-petits demeure encore bas. Deux cas seulement ont été enregistrés chez les enfants de moins de 5 ans comparativement à 3 cas l'année précédente.

Les infections invasives à pneumocoques chez les enfants âgés de moins de 5 ans ont également beaucoup diminué. En 2006, 13 cas ont été déclarés en Montérégie comparativement à 19 cas en 2005 (ASSSM, 2006) et 31 cas 2004 (ASSSM, 2005).

Le nombre de cas de tétanos demeure également très faible en Montérégie. Quatre cas seulement ont été déclarés depuis 1997 (2 cas en 2004 et 2 cas 2005).

Enfin, pour la coqueluche, le taux brut d'incidence a beaucoup varié au cours des 15 dernières années. Les enfants de moins de 5 ans sont les plus touchés. Des pics d'incidence

ont été observés en 1993 et en 1998 (ASSSM, 2006). Pour l'année 2006, 81 cas ont été signalés dont 9 cas chez les enfants de moins de 5 ans. Globalement, il s'agit d'une diminution de près de 50 % par rapport à 2005 (ASSSM, 2007). Mais, il faut être prudent pour cette maladie qui évolue par cycles.

2.3. COUVERTURES VACCINALES CHEZ LES ENFANTS EN ÂGE PRÉSCOLAIRE

La mesure des couvertures vaccinales est nécessaire afin d'assurer le contrôle efficace des maladies infectieuses. En Montérégie, deux études transversales ont été réalisées récemment. La première étude (Guay et al., 2005) effectuée à l'aide des fichiers de vaccination dans trois régions du Québec soit la Montérégie, l'Estrie et la région de Québec et complétée par une enquête postale et téléphonique auprès des parents et des vaccinateurs estimait à 74 % (IC 95 % de 65 % à 84 %) la couverture vaccinale à 2 ans des enfants de la Montérégie nés en 1998. Les données préliminaires de l'autre étude (Guay et al., en rédaction), une enquête complémentaire à la précédente, effectuée cette fois-ci à l'échelle des territoires de CLSC de la Montérégie, montrent que 77 % (IC 95 % de 71 % à 81 %) des enfants ont une couverture vaccinale complète. Cependant ces études ont été réalisées chez des enfants âgés de 5 à 6 ans, pour des raisons opérationnelles, ce qui a entraîné des pertes d'effectifs.

Au niveau québécois, depuis les années 1970 jusqu'à la fin de l'année 1995, une vingtaine d'études sur la couverture vaccinale des jeunes enfants ont été recensées (Marin-Lira et Soto, 1996). Ultérieurement d'autres études transversales réalisées un peu partout dans la province montrent, avec de sensibles différences entre les régions, qu'à l'âge de deux ans, près de 85 % des enfants ont reçu toutes les doses requises au calendrier. La proportion d'enfants n'ayant jamais été vacciné serait de 1 %. La proportion restante serait constituée d'enfants

ayant débuté leur vaccination mais pour lesquels elle est restée inachevée (Hudson, Allard, Joseph et Valiquette, 2004; Régie régionale de la santé et des services sociaux [RRSSS] de l'Abitibi-Témiscamingue, 1998; Trudeau et Markowski, 1998; Valiquette, Allard, Guay, Carsley et Bier, 1998). Tout dernièrement, une autre enquête transversale (Boulianne, Audet et Ouakki, 2007), la deuxième à l'échelle de la province québécoise, la première remontant à près de 30 ans, a estimé les couvertures vaccinales des jeunes enfants de l'ensemble des régions du Québec. Les résultats de cette étude montrent que 88 % des enfants âgés de 12 mois ont reçu tous les vaccins recommandés de la première année de vie. Chez les enfants de deux ans, la couverture vaccinale est de 85 %. Ce pourcentage diminue à 80 % si la couverture est considérée précisément à 24 mois.

Quelques études ont également été réalisées au niveau canadien afin d'évaluer les couvertures vaccinales nationales des enfants de deux ans. Les plus récentes sont les enquêtes téléphoniques effectuées en 2002 et 2004.

Tout d'abord, l'enquête nationale réalisée en 2002 (Santé Canada, 2004a) a estimé la couverture vaccinale à 2 ans pour chaque vaccin séparément. La couverture était de 77 % pour le vaccin contre la diphtérie, 75 % pour la coqueluche et 74 % pour le tétanos, de 88 % pour la poliomyélite et de 64 % pour le vaccin contre *l'Haemophilus influenzae* de type b. Pour les vaccins contre la rougeole, la rubéole et les oreillons, elle se situait entre 94 % et 95 %. Quant à l'enquête nationale faite en 2004, seuls les résultats préliminaires sont disponibles. Les couvertures estimées demeurent sensiblement les mêmes que celles qui avaient été obtenues en 2002 pour la majorité des antigènes : 78 % pour la diphtérie, 74 % pour la coqueluche, 73 % pour le tétanos et 89 % pour la poliomyélite. Quant à la couverture pour le vaccin contre *l'Haemophilus influenzae* de type b, elle est passée de 64 % en 2002 à

73 % en 2004 (ASPC, 2006). Les écarts marqués dans les estimations de la couverture entre les composants antidiphtérique, acellulaire contre la coqueluche, anti-tétanique et anti-Hib suggèrent, selon les auteurs, une tenue inexacte des dossiers de vaccination étant donné que ces composants ont systématiquement été administrés en une seule dose dans toutes les provinces et tous les territoires canadiens depuis 1998.

Une couverture vaccinale autour de 85 % peut sembler intéressante, cependant, ce niveau n'atteint pas l'objectif de 95 % cité dans le Programme national de santé publique 2003-2012 (MSSS, 2003a).

2.4. DÉTERMINANTS DE LA COUVERTURE VACCINALE CHEZ LES ENFANTS EN ÂGE PRÉSCOLAIRE

Selon plusieurs écrits, les raisons qui font que les enfants ont une vaccination incomplète sont nombreuses (annexe 1). Des revues systématiques ont également révisé la littérature portant sur ces déterminants de la couverture vaccinale chez les enfants (Cutts, Orenstein et Bernier, 1992; Mills, Jadad, Ross et Wilson, 2005; Santoli, Szilagyi et Rodewald, 1998; Tickner, Leman et Woodcock, 2006). Les plus étudiés sont les facteurs sociodémographiques. D'autres facteurs reliés aux organisations offrant les services et aux comportements personnels des parents (attitudes, connaissances, croyances) peuvent également avoir une influence significative à l'égard de la vaccination.

Ces résultats sont soutenus par plusieurs études de cohorte prospective et enquêtes transversales qui ont trouvé des associations statistiquement significatives entre ces variables et le statut vaccinal incomplet. Les sujets étudiés dans ces études sont habituellement des enfants de 24 à 36 mois pour lesquels ce sont leurs parents qui sont interrogés. La variable

dépendante mesurée est le statut vaccinal des enfants à l'âge de deux ans selon un calendrier précis dans la majorité des cas et les variables indépendantes analysées sont en rapport avec les caractéristiques socioéconomiques, les facteurs organisationnels ainsi que les attitudes et croyances des mères en matière de santé (annexe 2-A et 2-B).

La présente section de la recension des écrits s'attardera plus sur les études qui évaluent l'association entre le statut vaccinal des enfants en âge préscolaire et les caractéristiques sociodémographiques, en lien avec un des principaux objectifs de l'étude. Pour ce faire, les études ont été regroupées selon le lieu où elles ont été réalisées plutôt que par facteurs de risque parce que l'organisation des services de vaccination diffère d'un pays à l'autre. Tout de même, nous avons cette classification par facteurs de risque en annexe 1. En dernier lieu les facteurs étudiés en lien avec les injections multiples seront rapportés.

2.4.1. Études québécoises

Au Québec six études ayant évalué les facteurs associés à une vaccination incomplète chez les enfants ont été recensées (annexe 2-A). Nous les rapportons par ordre chronologique.

La première, une enquête postale auprès d'un échantillon aléatoire de 3 643 enfants entreprise dans la région de Montréal-Métropolitain (Baumgarten, Tremblay, Bchir, Hanley et Infante-Rivard, 1986) a permis de déterminer l'état de vaccination des enfants de deux ans. Les résultats ont démontré qu'il y avait peu de variation selon des caractéristiques sociodémographiques dans les proportions de vaccination complète. Cependant, en analyses bivariées, les enfants qui ont reçu leurs vaccins dans le réseau public avaient une couverture complète plus élevée que ceux qui ont été vaccinés chez le médecin ou à l'hôpital (89,2 % vs 83,9 %, $p < 0,001$). Ces résultats demeurent statistiquement significatifs en analyses

multivariées. Dans cette étude, quelques variations dans la couverture vaccinale ont également été observées au niveau du statut socioéconomique. Toutefois ces différences ne sont pas statistiquement significatives.

Une deuxième étude a eu lieu dans la municipalité de Montmagny (Tanguay, Lamarche et Martineau, 1997). Cette étude a été faite auprès d'un échantillon d'enfants nés entre le 1^{er} janvier 1991 et le 31 décembre 1991 recensés à partir du fichier d'allocation familiale de la Régie des rentes du Québec. L'état de vaccination d'un enfant a été mesuré à partir des fiches individuelles de vaccination compilées par le CLSC pour tous les enfants du territoire et complété au besoin à l'aide des données contenues dans le carnet de santé de l'enfant obtenues par entrevue téléphonique auprès de la mère. Les résultats ont montré que 5,4 % des enfants ont un statut vaccinal incomplet, ce pourcentage étant variable selon l'organisation où la vaccination a été reçue : plus élevé en cabinet privé (CP) (9,2 %) qu'en CLSC (1,4 %) et qu'en ces 2 lieux soit en CLSC et en CP (3,1 %). Les enfants vaccinés en cabinets privés ($RR_{\text{brut}}=3,34$ IC 95 % [0,74-18,1]) ou en CLSC/CP ($RR_{\text{brut}}=1,14$ IC 95 % [0,10-10,6]) sont plus à risques d'avoir un statut vaccinal incomplet que ceux vaccinés en CLSC. Un faible niveau d'éducation de la mère (≤ 12 ans) est également associé de façon statistiquement significative à un statut vaccinal incomplet ($p=0,017$, test bilatéral). Après ajustement pour la scolarité de la mère, les enfants vaccinés en cabinet privé ont 13,3 fois plus de risque ($RR_{\text{ajusté}}=13,3$ [2,18-108,0]) d'avoir un statut vaccinal incomplet que ceux vaccinés en CLSC.

Une autre étude a été réalisée dans la région de Montréal-centre (Valiquette et al., 1998). Cette enquête téléphonique auprès d'un échantillon aléatoire de 4 000 parents d'enfants âgés entre 24 et 36 mois avait pour objectif de déterminer la couverture vaccinale de ce groupe

d'enfants et d'identifier les facteurs de risque d'une sous immunisation. Les résultats ont montré que les facteurs qui influencent de manière positive et indépendante la vaccination sont le premier rang de l'enfant dans la fratrie, le fait d'avoir une source régulière de vaccination, recevoir tous ses vaccins gratuitement et un haut revenu familial. Cette étude a clairement identifié un revenu inférieur à 20 000 \$ comme un facteur de risque pour une couverture vaccinale incomplète ainsi que la réception tardive de la première dose et de la quatrième dose de DCT (diphtérie-coqueluche-tétanos).

L'enquête postale de Boulianne et al. (2000) réalisée à l'automne 1998 auprès d'un échantillon aléatoire d'enfants de 2 ans de trois régions du Québec (Montréal, Québec, Trois-Rivières) a également étudié les facteurs de risques d'une sous immunisation. Les résultats de cette étude ont montré que 46 % des enfants qui n'ont pas reçu simultanément le 2^e RRO et le 4^e DCT-P-Hib prévus à l'âge de 18 mois avaient un statut vaccinal incomplet. Aussi en analyses multivariées des caractéristiques telles que la monoparentalité, être dans une famille de 2 enfants ou plus, l'âge au premier vaccin (≥ 3 mois), la préférence des parents de ne pas faire donner 2 vaccins le même jour, la perception d'un manque d'information et un désaccord avec les recommandations vaccinales étaient associées au statut vaccinal incomplet.

Une autre étude montréalaise réalisée par des entrevues téléphoniques ou par enquête postale auprès d'un échantillon aléatoire de 600 enfants âgés de 24 à 30 mois tiré à partir du fichier de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) (Hudson et al., 2004) a montré à l'aide d'analyses bivariées qu'être un répondant né au Canada, un enfant né au Canada et avoir un médecin régulier représentent les principaux prédicteurs d'une vaccination complète.

Finalement, la dernière étude recensée (Boulianne et al., 2007), une enquête postale par questionnaire auto-administré suivie d'une enquête téléphonique, a évalué en 2006 les facteurs associés au statut vaccinal complet à un an et à deux ans d'un échantillon d'enfants tiré à partir du fichier des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). Tout d'abord par rapport aux caractéristiques de l'enfant, au sein de la cohorte d'un an, les éléments associés significativement à une couverture vaccinale plus élevée (analyse bivariée) sont le lieu de naissance (Province de Québec vs hors Québec), le type de région de résidence (à prédominance rurale vs urbaine), la vaccination en CLSC (vs chez le médecin), être le premier né dans la famille et la fréquentation d'un milieu de garde. Les caractéristiques familiales associées significativement à un statut vaccinal complet sont : la scolarité élevée de la mère (collégiale ou plus), les familles avec deux conjoints et l'indice de défavorisation matérielle (1^{er}, 2^e, 3^e et 4^e quintile). Chez les enfants âgés de deux ans à l'analyse bivariée, le fait d'être le premier né dans la famille, le niveau de scolarité (collégiale ou universitaire) de la mère et les familles avec deux conjoints sont associés à une meilleure couverture vaccinale. Lors d'analyse multivariée, les facteurs tels que le lieu de vaccination (cliniques médicales ou mixte), être âgé de 3 mois ou plus au premier vaccin, la monoparentalité, le 2^e rang et plus de l'enfant dans la fratrie constituent toujours des facteurs de risque d'une faible immunisation pour la cohorte de deux ans. Un autre facteur associé au statut vaccinal de l'enfant est l'âge à l'administration du premier vaccin. En effet, une plus forte proportion d'enfants complètement vaccinés se retrouve parmi ceux qui ont reçu leur premier DCaT-P-Hib avant l'âge de 3 mois tant à 1 an qu'à 2 ans.

En plus des facteurs sociodémographiques, dans cette dernière étude, des facteurs organisationnels comme les occasions manquées et l'opinion sur la vaccination ont

également été évaluées. Il en ressort que la non administration simultanée des vaccins tant à la visite de 2 mois (16 %) qu'à 12 mois (39 %) dans la cohorte de 1 an et à la visite prévue à 12 mois (18 %) et 18 mois (25 %) pour la cohorte de 2 ans est associée significativement à une plus faible couverture vaccinale.

En ce qui concerne l'opinion des participants (la plupart du temps la mère) sur la vaccination, dans la cohorte de 1 an, le fait d'être en accord ou plutôt en accord avec l'importance de respecter le calendrier vaccinal, avec les risques associés aux retards vaccinaux de même qu'avec l'injection simultanée de 3 piqûres à la même visite, est associé significativement à une meilleure couverture vaccinale. Dans la cohorte de deux ans, l'accord avec 2 ou 4 injections à la même visite s'ajoute à la liste.

À l'analyse multivariée, à 2 ans, le rang de l'enfant dans la fratrie (2^e et plus) s'ajoute aux variables significatives. À l'inverse, l'indice de défavorisation matérielle et la fréquentation d'un milieu de garde ne sont plus associés significativement.

Les études québécoises sont cependant relativement peu nombreuses et ont peu étudié les facteurs associés à la défavorisation. À l'exception des études de Baumgarten et al. (1986), Valiquette et al. (1998) et tout récemment Boulianne et al. (2007) qui ont étudié l'association entre la défavorisation et le statut vaccinal, les autres études n'avaient pas étudié ce facteur de risque.

2.4.2. Études américaines

La majorité des études qui ont évalué les facteurs reliés au statut vaccinal des jeunes enfants proviennent des États-Unis (annexe 2-B). Elles sont rapportées ici selon le facteur de risque étudié.

Aux États-Unis, des études ont montré que les facteurs organisationnels, bien que moins importants, ont un certain impact sur la couverture vaccinale. Les résultats de ces études montrent en analyse bivariable (Gust et al., 2004) et multivariable (Dombkowski, Lantz et Freed 2004; Lieu et al., 1994; Luman, McCauley, Stokley, Chu, et Pickering, 2002;) que recevoir ses vaccins auprès de la source habituelle de soins favorise l'obtention d'un statut vaccinal complet. Le lieu de la vaccination influence aussi le statut vaccinal. Ainsi, les enfants qui utilisent les services publics sont plus à risque d'avoir un statut vaccinal incomplet comparés à ceux qui utilisent un service privé en analyse bivariable (Bates et Wolinsky, 1998; Bobo, Gale, Thapa et Wassilak, 1993; Luman et al., 2005; Marks, Halpin, Irvin, Johnson et Keller, 1979; Salsberry, Nickel et Mitch, 1994 ; Santoli et al., 2004) et en multivariable (Luman et al., 2005 ; Santoli et al., 2004). Mais, l'étude de Wood et al. (1995) est en contradiction avec ces résultats.

D'autres variables associées significativement au statut vaccinal incomplet sont les occasions manquées de faire vacciner les enfants comme : des contre-indications erronées telles les maladies de l'enfant au moment de la vaccination (Gust et al., 2004; Lannon et al., 1995; Prislín, Dyer, Blakely et Johnson, 1998; Salsberry et al., 1994), la crainte des médecins de donner plusieurs vaccins le même jour (Woodin et al., 1995), la méconnaissance des parents du calendrier vaccinal (Lannon et al., 1995; Lieu et al., 1994;

Miller, Hoffman, Baron, Marine et Melinkovch, 1994; Salsberry et al., 1994), des barrières structurelles et personnelles telles que les longs temps d'attente, (Bates, Fitzgerald, Dittus et Wolinsky, 1994; Lannon et al., 1995; Salsberry et al., 1994), des horaires des rendez-vous des établissements médicaux inadéquats : difficultés à se libérer de son travail pour aller au rendez-vous (Lannon et al., 1995), difficultés d'obtenir un transport, difficultés au niveau de la communication (services inappropriés au niveau de la langue entre les vaccinateurs et certains parents immigrants), et autres barrières financières (Brenner, Simons-Morton, Bhaskar, Das et Clemens, 2001; Guendelman, Paul et Gilberto, 1995).

Selon d'autres études, les attitudes parentales qui expliqueraient les barrières à l'immunisation incluraient les fausses croyances concernant la sécurité des vaccins telles que la crainte des effets secondaires (Fredrickson et al., 2004; Gust et al., 2004; Lannon et al., 1995; Lieu et al., 1994; Prislín et al., 1998; Salsberry et al., 1994) et le manque de connaissance sur les bienfaits de la vaccination (Lannon et al., 1995).

Toutefois, les facteurs les plus souvent retrouvés dans le retard de vaccination ou l'absence de vaccination chez l'enfant, sont en rapport avec les facteurs sociodémographiques comme la défavorisation et les facteurs qui lui sont associés, tels qu'une grande famille, une mère jeune possédant un faible niveau d'éducation et appartenant aux minorités raciales/ethniques, le rang de l'enfant dans la fratrie ainsi que le faible poids de l'enfant à la naissance. On a également constaté de faibles couvertures vaccinales chez les enfants de familles monoparentales.

La défavorisation a maintes fois été identifiée comme facteur considérable d'un retard dans la vaccination. Les indicateurs retenus par plusieurs auteurs pour mesurer ce facteur de

risque sont le plus souvent le revenu familial, le type de couverture médicale (posséder une assurance médicale ou pas) et le fait de participer ou pas à un programme d'aide gouvernemental (Barker, Chu, Ba, Shaw et Santoli, 2006; Bates et al., 1994; Bates et Wolinsky, 1998; Bobo et al., 1993; CDC, 1998; Dombkowski et al., 2004; Gust et al., 2004; Kenyon, Matuck et Stroh, 1998; Klevens et Luman, 2001; Lifson, Roddy et Ehresmann, 2000; Luman, McCauley, Shefer et Chu, 2003; Marks et al., 1979; Miller et al., 1994; Santoli et al., 2004; Williams, Milton, Farrell, et Graham, 1995; Wood et al., 1995; Zhao, Mokdad et Barker, 2004). Aux États-Unis, malgré une amélioration dans la couverture vaccinale des enfants pauvres, une enquête transversale à l'échelle nationale auprès d'un échantillon d'enfants âgés de 19 à 35 mois constate qu'un écart de 11 % demeure encore entre les enfants vivant au dessus du niveau fédéral de pauvreté (Dalaker, 1999) et ceux vivant en dessous de ce seuil pour la réception de la série complète de : 4 doses du vaccin diphtérie tétanos coqueluche, 3 doses du vaccin poliomyélite, 1 dose du vaccin rougeole rubéole oreillons, 3 doses du vaccin *Haemophilus influenzae type b* (CDC, 1998). Récemment, l'examen des données des enquêtes téléphoniques nationales sur l'immunisation de 1998-2003 (Barker et al., 2006) montre encore des couvertures vaccinales plus élevées chez les ménages avec des hauts revenus. En effet, l'enquête nationale de 2003, montre que la couverture vaccinale des enfants issus des ménages avec un revenu supérieur à 75 000 \$US était de 86,0 % (IC 95 % : 84,3-87,7) tandis que celle des enfants issus des ménages avec un revenu inférieur ou égal à 75 000 \$US était de 79,6 % (IC 95 % : 78,5-80,9).

La monoparentalité se révèle également un facteur majeur d'une sous immunisation chez les jeunes enfants. Selon plusieurs données d'études obtenues à partir d'analyses autant

bivariées (Bates et al., 1994; Bates et Wolinsky, 1998; Bobo et al., 1993; Dombkowski et al., 2004; Guendelman et al., 1995; Luman et al., 2005; Luman et al., 2003; Santoli et al., 2004) que multivariées (Bobo et al., 1993; Bates et al., 1994; Guendelman et al., 1995; Luman et al., 2005), les enfants de familles monoparentales sont sous vaccinés comparés aux enfants vivant avec leurs deux parents.

Des études additionnelles ont analysé les autres facteurs sociodémographiques associés au statut vaccinal incomplet.

En effet, elles montrent que le nombre d'enfants dans la famille est un prédicteur d'un retard dans la vaccination. Les couvertures vaccinales diminuent avec le grand nombre d'enfants dans la famille (Dombkowski et al., 2004; Gust et al., 2004; Luman et al., 2003; Luman et al., 2002; Marks et al., 1979; Salsberry et al., 1994). Aussi, d'autres études ont montré que les enfants vivant dans une famille de deux enfants ou plus (Luman et al., 2005; Miller et al., 1994) et trois enfants ou plus (Lieu et al., 1994; Strobino, Keane, Holt, Hughart et Guyer, 1996) sont à risque d'avoir une faible immunisation.

Outre la taille de la famille, le rang de l'enfant dans la fratrie est également un autre déterminant important du statut vaccinal. Les premiers enfants de la famille sont généralement mieux vaccinés que les suivants, et ce, de façon statistiquement significative en analyses bivariées (Bobo et al., 1993; Brenner et al., 2001; Guendelman et al., 1995; Schaffer et Szilagyi, 1995) et multivariées (Bobo et al., 1993; Brenner et al., 2001).

Un autre facteur de risque, la scolarité de la mère (et ou du père), a été évalué dans une étude de Santoli et al. (2004). Les résultats ressortis des analyses bivariées ont montré que 80,1 % ($\pm 5,5$) des enfants dont la mère a une scolarité inférieure au secondaire (High school dans

l'article) ont un statut vaccinal incomplet comparés à 54,4 % ($\pm 11,9$) chez ceux dont la mère a une scolarité supérieure au secondaire (High school dans l'article). En analyse multivariée de régression logistique, l'éducation de la mère (< high school) demeure associée de manière significative à 0,05 au statut vaccinal incomplet de l'enfant (OR=0,4 IC 95 % (0,2-0,9)-groupe de référence (>high school)). D'autres études ont également trouvé une association statistiquement significative entre le faible niveau d'éducation de la mère et le statut vaccinal incomplet de l'enfant (Marks et al., 1979; Miller et al., 1994; Bobo et al., 1993; Dombkowski et al., 2004; Luman et al., 2005; Luman et al., 2003).

En ce qui concerne l'âge de la mère et la faible immunisation, quelques études montrent que, plus l'enfant a une mère jeune, moins il sera à jour dans sa vaccination. L'âge de la mère des strates inférieures à 20-21 ans (Miller et al., 1994; Santoli et al., 2004) ou à 19-29 ans (Luman et al., 2003; Luman et al., 2002) au moment de la naissance de l'enfant, élève significativement les chances d'avoir un retard dans la vaccination.

La question de la race/ethnie a également été évaluée par plusieurs auteurs américains, il en résulte que les enfants de race blanche sont mieux vaccinés que ceux des autres races/ethnies (noirs, hispanophones, asiatiques, etc.) (Barker et al., 2006; Bates et Wolinsky, 1998; CDC, 1998; Kenyon et al., 1998; Lieu et al., 1994; Luman et al., 2005; Luman et al., 2003; Prislin et al., 1998; Santoli et al., 2004). Luman et al. (2003) ont montré, par l'analyse bivariée des données des 3 446 enfants âgés de 19 à 35 mois de l'enquête nationale de juillet 2000-juin 2001, que 69,6 % (95 % IC : 67,0-72,3 %) d'enfants noirs, 71,4 % (95 % IC : 69,2-73,6 %) d'enfants hispaniques sont vaccinés comparativement à 76,4 % (95 % IC : 75,3-77,4 %) d'enfants blancs à l'âge de deux ans pour la série des vaccins 4 diphtérie tétanos coqueluche, 3 poliomyélite, 1 rougeole rubéole oreillons, 3 *Haemophilus influenzae* de type b et 3

hépatite B. L'analyse des données des enquêtes nationales 1998-2003 sur l'immunisation réalisée par Barker et al. (2006) montre également qu'il existe des disparités réelles dans la couverture vaccinale entre les enfants blancs et afro-américains. L'analyse montre que dans certains segments de population, les disparités ont tendance à s'accroître tandis qu'elles s'amenuisent dans d'autres. En effet, parmi les ménages qui vivent au dessus du niveau fédéral de pauvreté dans les régions du nord-est, l'écart s'élargit (différence de proportion de couverture vaccinale des enfants blancs vs enfants africains-américains était de -0,5 % en 1998 mais 15,5 % en 2003), alors que pour les mêmes ménages des régions du centre-ouest, l'écart rétrécit (écart entre enfants blancs vs enfants afro-américains était de 13,9 % en 1998 mais 2,5 % en 2003).

Pour ce qui est du poids de naissance de l'enfant et une vaccination incomplète, l'étude de Langkamp, Hoshaw-Woodard, Boye et Lemeshow (2001), une analyse secondaire des données issues des enquêtes de 1988 et 1991 (« The 1988 National Maternal and infant Health survey » et « the 1991 Longitudinal Follow-up survey »), a montré que les enfants avec un très faible poids de naissance ($< 1\,500\text{ g}$) présentent de façon significative un retard dans leur vaccination comparativement aux enfants avec un poids de naissance normal ($\geq 2\,500\text{ g}$). Dans l'étude de Bobo et al. (1993), les résultats issus de l'analyse bivariée ont montré que 63,9 % d'enfants avec un poids de naissance inférieur à 2500g sont à jour dans leur vaccination pour la série : 1 dose du vaccin diphtérie, coqueluche, tétanos (DCT) et 1 dose du vaccin oral contre la poliomyélite (VPO) à l'âge de 92 jours comparativement à 78,4 % d'enfants avec un poids de naissance supérieur ou égal à 2500g ($p < 0,05$). En analyse multivariée de régression logistique de type « stepwise », le poids de naissance inférieur à

2500g à l'âge de 92 jours demeure associé de manière significative au statut vaccinal incomplet (OR=2,3 (1,1-4,7)).

En conclusion, à la suite de cette recension de la littérature, il ressort que de multiples facteurs soient associés à une vaccination incomplète chez les enfants d'âge préscolaire aux États-Unis.

2.4.3. Études ailleurs dans le monde

Plusieurs études réalisées en dehors du Québec et des États-Unis ont également cherché à identifier les facteurs associés à une couverture vaccinale incomplète chez les enfants en âge préscolaire (annexe 2-B). Les résultats de ces études sont présentés selon l'ordre chronologique de parution de l'étude.

Ainsi, en Grande Bretagne, New et Senior (1991), dans une étude qualitative effectuée auprès d'un groupe de mères d'enfants adéquatement vaccinés et un groupe de mères d'enfants partiellement vaccinés, ont montré que les enfants partiellement vaccinés sont issus de mères monoparentales avec plusieurs enfants et un faible niveau d'éducation. Les facteurs tels que des contre-indications erronées et des mauvaises expériences vécues par les mères constituent également d'autres raisons d'une sous immunisation chez ces enfants.

L'étude australienne de Hanna, Wakefield, Doolan et Messner (1994) rapporte d'autres facteurs susceptibles de diminuer la couverture vaccinale des enfants. N'avoir reçu aucun vaccin du calendrier jusqu'à l'âge de 3 mois constitue un de ces facteurs de risque d'une sous vaccination. En effet, les enfants qui n'ont reçu aucun vaccin du calendrier jusqu'à l'âge de 3 mois sont moins à jour dans leur vaccination à deux ans comparativement aux

enfants qui ont commencé leur vaccination à temps (OR=10,3; IC 95 % : 5,2-20,9). Ne pas posséder le dossier/carnet de vaccination de l'enfant représente également un autre facteur de risque d'un statut vaccinal incomplet à l'âge de deux ans. Ainsi, selon les résultats de cette étude, les enfants dont les parents ne disposaient pas du dossier de vaccination sont moins à jour dans leur vaccination à 2 ans comparativement à ceux dont les parents le conservaient (OR=2,8; IC 95 % : 1,9-4,0).

Vellinga, Depoorter et Van Damme (2002) en Belgique se sont intéressés plus précisément dans leur enquête au lien entre les caractéristiques sociodémographiques de l'enfant et la couverture vaccinale. Cette enquête réalisée auprès d'un échantillon aléatoire de 1 005 enfants âgés de 18 à 24 mois sélectionnés dans 89 municipalités n'a cependant pas pu montrer que les caractéristiques sociodémographiques constituaient des facteurs de risque d'une faible couverture vaccinale chez les jeunes enfants. Les auteurs de cette étude mentionnent que les raisons de cette absence d'association ne sont pas claires et que d'autres investigations sont nécessaires pour étudier en profondeur ces questions.

Une autre étude anglaise, soit celle de Reading, Surridge et Adamson (2004), a examiné les données de vaccination de la coqueluche, la rougeole, la rubéole et les oreillons en fonction de la taille de la famille de 616 enfants âgés de 1 à 4 ans dans le district de Norwich. L'analyse a montré que le nombre d'enfants dans la famille est significativement associé au retard vaccinal dans le cas de la coqueluche (seulement 6 % d'enfants n'ayant pas de frères/soeurs sont en retard dans la vaccination comparés à 23 % d'enfants avec deux frères/sœurs) mais pas pour la rougeole, rubéole et oreillons. Cela suggère que le retard dans la vaccination contre la coqueluche dans les familles nombreuses est lié à l'accès aux cliniques, la multitude des besoins en soins sanitaires avec plus d'enfants et la fréquence

élevée des infections chez l'enfant. Dans le cas de la rougeole, la rubéole et les oreillons, ce retard est plutôt associé à l'âge de la mère et son niveau d'éducation. Cela explique que le retard est le résultat de la décision des parents et non des contraintes pratiques comme c'est le cas pour la coqueluche.

Pour leur part, Atti, Rota, Bella et Salmaso (2004), ont évalué les raisons expliquant un manque de vaccination chez les jeunes enfants en Italie. Pour tous les vaccins examinés dans l'étude, les raisons les plus fréquemment rapportées par les parents comme étant responsables d'un manque ou retard de vaccination sont en rapport avec les maladies intercurrentes de l'enfant au moment de la vaccination.

Les Allemands Morgenroth et al. (2005) dans leur enquête, ont étudié l'influence des facteurs sociodémographiques sur la couverture vaccinale des enfants de 24 à 30 mois dans 196 pratiques pédiatriques, de la région de Nordrhein. Ils ont démontré une association significative entre le statut vaccinal complet pour la réception des vaccins contre la diphtérie, le tétanos (DT), la rougeole, la rubéole, les oreillons (RRO) et les facteurs suivants : un faible nombre d'enfants dans la famille, avoir les deux parents qui vivent ensemble, le fait de s'être rendu à la dernière visite médicale de l'enfant prévue chez son médecin, se trouver à proximité de la pratique et avoir des parents qui se considèrent bien informés sur la vaccination.

De la même façon, l'étude de Topuzoglu et al. (2005) et celle de Torun et Bakirci (2006) réalisées en Turquie, ont montré que certains facteurs sociodémographiques sont reliés aux faibles proportions de couvertures vaccinales chez les enfants. La première a évalué par entrevue face à face les données vaccinales de 3 405 enfants âgés de moins de cinq ans et

vivant dans 2 940 ménages d'Istanbul. Les résultats indiquent qu'avoir un statut socioéconomique élevé favorise l'obtention d'une couverture vaccinale complète. L'autre étude est une enquête face à face à domicile à l'aide d'un questionnaire structuré auprès d'un échantillon de 221 parents d'enfants âgés de 18 mois et plus. Les raisons d'une non-vaccination chez les enfants sont en lien avec le fait de ne pas avoir à portée des services de santé, ne pas posséder des connaissances en matière de vaccination, le refus du père de la vaccination et la maladie de l'enfant au moment de la vaccination. Parmi les variables associées avec une couverture vaccinale incomplète lors d'analyses bivariées soient le faible niveau d'éducation du père et de la mère, le grand nombre d'enfants dans la famille, le rang de naissance (2+), le lieu de naissance (maison vs hôpital), le faible revenu mensuel familial, et le temps depuis l'immigration à Istanbul (<20ans), les seuls prédicteurs dans le modèle multivarié sont : le faible niveau d'éducation du père et de la mère et l'immigration des parents à Istanbul depuis moins de 20 ans.

Une autre étude (Dayan et al., 2006) réalisée auprès d'un échantillon de 1 391 enfants âgés de 13 à 59 mois résidant à Buenos Aires en Argentine, a montré que la scolarité et le rang de l'enfant dans la fratrie sont associés au statut vaccinal incomplet de l'enfant. En effet, les résultats de l'étude montrent que les troisièmes enfants sont 1,41 fois plus à risque d'être en retard pour la 4^e dose du vaccin DCT (RR=1,41, IC 95 % : 1,22-1,62), la dose du vaccin antirougeoleux (RR=1,54, IC 95 % : 1,32-1,78) et la 3^e dose du vaccin Hépatite B (RR=1,31, IC 95 % : 1,03-1,67) comparés aux premiers nés. Également, les enfants dont le tuteur («caregivers» dans l'article) a un niveau de scolarité secondaire complété ont moins de risque d'être en retard dans leur vaccination pour la 4^e dose du vaccin DCT comparés à ceux

dont le tuteur n'a pas complété le niveau de scolarité primaire (RR=0,68, IC 95 % : 0,52-0,90).

Finalement, plus près d'ici, une récente étude albertaine conduite par Zhang et al., (2006) dans la région sanitaire d'Edmonton qui visait à déterminer à l'aide des données administratives, la couverture vaccinale d'un échantillon de 4 988 enfants avant leur deuxième anniversaire à l'égard de cinq vaccins, a montré que les variables « nombre d'enfants dans la famille » et « le fait que la mère a été accouchée par une sage femme » sont de façon significative négativement corrélées avec les proportions de couverture vaccinale. De plus, ces auteurs ont noté que les enfants seconds nés dans la famille avec une mère âgée de plus de 30 ans ont des couvertures vaccinales élevées. Concernant la défavorisation, selon ces mêmes auteurs, les enfants inscrits dans un programme de support gouvernemental affichent de façon significative une plus faible couverture vaccinale comparés à ceux non inscrits dans le programme.

2.4.4. Facteurs liés aux injections multiples

D'autres facteurs qui risquent de réduire la couverture vaccinale des enfants sont en rapport avec les modifications apportées au calendrier des nourrissons ces dernières années. Il est possible que le nombre d'injections actuellement nécessaires lors d'une séance de vaccination soit de nature à augmenter la crainte que les parents peuvent avoir à faire vacciner leurs enfants. En effet, le calendrier américain prévoit entre 15 et 18 vaccins au cours de la première année de vie administrés en 6 occasions (Boulianne et Clouâtre, 2005). En Grande Bretagne, le nombre d'injection reçu par un enfant à l'âge de 15 mois est de 7 injections (Tickner et al., 2006). Ailleurs (Programme Élargi de Vaccination PEV, OMS), de

8 à 9 injections sont prévues dans les 9 premiers mois de vie. Au Québec, en raison de l'ajout récent des vaccins contre le pneumocoque, l'influenza et la varicelle au calendrier vaccinal des jeunes enfants, le nombre d'injections reçues par un enfant lors d'une seule visite a augmenté, à l'âge de douze mois; le calendrier vaccinal actuel des enfants prévoit jusqu'à quatre injections (RRO, méningocoque de sérogroupe C, pneumocoque conjugué, varicelle) lors d'une seule visite. Si l'enfant atteint 12 mois durant la saison de l'influenza, avec le vaccin contre l'influenza, l'enfant peut même recevoir jusqu'à cinq injections lors d'une même visite. Au total, de la naissance à l'âge de 18 mois, le calendrier québécois prévoit 12 injections (tableau 1) (MSSS, 2006).

D'ailleurs, une récente étude exploratoire à ce sujet, réalisée auprès des parents d'enfants de moins de deux ans, dans 7 CPE de la Montérégie, (Durand-Martel, Langlois, Rondeau et Tremblay, 2005) a vérifié l'impact pour les parents de l'ajout de nouveaux vaccins dans le calendrier des nourrissons. La majorité des parents (69 %) veut un maximum de 2 injections pour leur enfant lors d'une même visite et 67 % des parents préfèrent ajouter des visites plutôt que de donner de multiples injections à leur enfant.

De plus des études américaines ont montré que certains parents sont réticents à ce que leur enfant reçoive plusieurs injections lors d'une seule visite (Melman, Chawla, Kaplan, et Anbar, 1994; Woodin et al., 1995). Ces réticences peuvent entraîner un retard dans la vaccination et par la même occasion une diminution des couvertures vaccinales chez les enfants. Dans son étude citée ci-dessus, Woodin a démontré que les médecins américains ont plus d'inquiétude que les parents face à la vaccination multiple (80 % des médecins sont réticents lorsqu'il s'agit d'administrer quatre injections le même jour). Ces inquiétudes

pourraient effrayer aussi les parents qui finiront par avoir des réticences à faire vacciner leur enfant.

Dans une étude québécoise qui visait à connaître les connaissances, attitudes et pratiques, réalisée auprès de 2 253 vaccinateurs (en majorité infirmières) (Dionne et al., 1999), plus de 20 % des participants ont déclaré qu'il était difficile de faire accepter aux parents le fait de donner deux injections lors d'une seule visite de vaccination.

D'ailleurs, l'enquête de Boulianne et al. (2000) réalisée dans trois régions du Québec, a clairement montré que la préférence des parents de ne pas faire donner deux vaccins le même jour est associée au statut vaccinal incomplet des enfants.

Tout dernièrement, l'autre étude de Boulianne et al. (2007) a montré que les injections multiples au cours d'une même visite reçoivent un degré d'accord qui va en diminuant selon que deux, trois ou quatre injections sont recommandées à la même visite. En effet, dans la cohorte de deux ans, 38,1 % des parents sont totalement en accord pour que leur enfant reçoive 2 injections lors d'une même visite contre seulement 10,0 % pour 3 injections et 4,7 % pour 4 injections.

Finalement une dernière étude recensée, cette fois-ci réalisée en Nouvelle Zélande, a cherché à comprendre les raisons qui amènent les parents à ne pas vacciner leurs enfants. Cette étude par entrevue face à face d'une durée de 20-30 minutes effectuée à l'aide d'un questionnaire structuré auprès d'un échantillon de 21 parents d'enfants fréquentant une clinique de médecine générale, a rapporté que l'une des raisons qui amène les parents à refuser la vaccination pour leurs enfants est leur inquiétude quant à la douleur ressentie par l'enfant

suite à l'administration de plusieurs vaccins administrés le même jour (Hamilton, Corwin, Gower et Rogers, 2004).

2.5. CONCLUSION

À la lumière de ces résultats, on comprend bien que les facteurs sociodémographiques sont déterminants dans la vaccination des tout-petits. La plupart des études¹ décrites précédemment ont utilisé des échantillons sélectionnés aléatoirement, cherchant ainsi à limiter les biais liés à la sélection des sujets et garantissant une bonne représentativité de la population ciblée. Également, lorsque mentionnée, la taille d'échantillon de plusieurs études, semblait généralement suffisante (particulièrement les études portant sur un échantillon représentatif comme les enquêtes nationales) pour assurer une bonne puissance statistique à l'étude. Cependant la majorité des études sont américaines (29/45 études) et leurs conclusions peuvent difficilement être appliquées au contexte du Québec étant donné l'organisation des services de vaccination et l'accessibilité gratuite aux vaccins qui diffèrent grandement. De plus, le tiers des études américaines ont été réalisées à partir des données de « National Immunization Survey (NIS) ». Ces données ont été obtenues par des enquêtes téléphoniques, ainsi les ménages sans téléphone étant sous-représentés.

Une autre difficulté relative aux études recensées réside dans la comparabilité des résultats. En effet, les méthodologies de collecte des données sont différentes d'une étude à l'autre. Le manque d'uniformisation des calendriers de vaccination notamment le nombre d'antigène

¹ Les méthodologies des études sont présentées en détails en annexe (annexe 2-A pour les études québécoises et annexe 2-B pour les études américaines et études ailleurs dans le monde).

considéré pour évaluer la couverture vaccinale permettant l'identification des facteurs associé à un statut incomplet, les critères d'âge où les vaccins avaient été administrés ainsi que la variabilité des facteurs de risque identifiés (difficulté de départager leur importance propre) constituent des limites considérables.

Mais les études qui nous intéressent particulièrement sont celles faites au Québec. Globalement, elles nous apportent une meilleure compréhension des facteurs de risques associés à une vaccination incomplète chez les enfants québécois. Cependant, elles présentent également quelques limites méthodologiques qui peuvent limiter leur portée. En effet, le taux de participation était assez faible dans la moitié des études se situant entre 54 % et 74 % (Boulianne et al., 2007; Boulianne et al., 2000; Valiquette et al., 1998). De plus, le degré de généralisation des résultats à l'ensemble de la population du Québec reste une source de préoccupation. En effet, à l'exception de l'étude de Boulianne et al. (2007) qui a été effectuée auprès d'un échantillon d'enfants sélectionné à l'échelle de la province, les autres études ont été réalisées auprès des populations de la région de Montréal (municipalité à forte concentration de population multiethnique et population socioéconomiquement défavorisée) (Baumgarten et al., 1986; Hudson et al., 2004; Valiquette et al., 1998), et des populations rurales et semi-urbaines (Tanguay et al. 1997).

C'est pourquoi, notre étude, en complément de ces études déjà réalisées au Québec, permettra de mieux comprendre les raisons d'une vaccination incomplète chez les enfants dans le contexte québécois permettant ainsi de promouvoir efficacement et de manière ciblée la vaccination à l'intérieur du programme d'immunisation.

3. OBJECTIFS DE L'ÉTUDE

Cette étude a pour objectif de connaître la couverture vaccinale des jeunes enfants de la Montérégie et d'explorer l'impact de l'ajout de nouveaux vaccins dans le calendrier vaccinal de ces enfants. Plus précisément, nous poursuivons les objectifs suivants :

- 1) Estimer la couverture vaccinale des enfants de la cohorte 2002-03 âgés de 2 ans révolus au moment de l'étude dans chacun des territoires de CLSC et CSSS ainsi qu'à l'échelle de la région.
- 2) Identifier les facteurs sociodémographiques associés à un statut vaccinal incomplet de l'enfant.
- 3) Explorer l'impact de l'ajout de nouveaux vaccins sur :
 - a) l'observance du calendrier de vaccination d'un enfant ;
 - b) l'opinion des parents de la Montérégie face à la vaccination de leur enfant.

4. MÉTHODOLOGIE

4.1. DISPOSITIF DE L'ÉTUDE

Il s'agit d'un devis descriptif de type enquête transversale réalisée auprès des parents de deux grands échantillons d'enfants sélectionnés à partir du Fichier des naissances de la Montérégie.

4.2. INSTRUMENT DE MESURE

L'enquête a été effectuée à l'aide d'un questionnaire postal auto-administré pour des échantillons d'enfants de la Montérégie. Le questionnaire utilisé (annexe 3) a été élaboré spécifiquement pour les fins de l'étude et comporte non seulement des questions relatives au statut vaccinal (diphtérie, coqueluche, tétanos, poliomyélite, les infections à *Haemophilus influenzae* de type b, rougeole, rubéole, oreillons, infections à méningocoque C, à pneumocoque et influenza), mais aussi des informations permettant de décrire la population étudiée à l'égard des facteurs sociodémographiques, principaux facteurs déterminants dans la vaccination des enfants, retracés grâce à la revue de littérature. Cependant le questionnaire a été inspiré grandement de ceux utilisés dans les études montréalaises récentes (Guay et al., 2005 et Guay et al. en rédaction), et d'autres questionnaires similaires employés dans des études québécoises antérieures (Boulianne et al., 2000; Durand-Martel et al., 2005; Valiquette et al., 1998;).

Le questionnaire comporte aussi des questions sur l'opinion des parents d'enfants relativement à l'impact de l'ajout de nouveaux vaccins dans le calendrier vaccinal des

nourrissons. L'élaboration de cette partie du questionnaire s'est faite en s'inspirant de questions déjà éprouvées utilisées dans l'étude exploratoire sur l'opinion des parents sur l'ajout de nouveaux vaccins dans le calendrier des nourrissons (Durand-Martel et al., 2005). Les questionnaires et lettres ont été rédigés en français ou en anglais, selon la langue de correspondance inscrite dans le Fichier des naissances. Le questionnaire a été prétesté auprès de dix parents comparables à la population cible qui ne font pas partie de l'échantillon de la région de la Montérégie afin de s'assurer de sa clarté, de sa bonne compréhension, et du temps estimé pour le compléter. Le questionnaire a été ajusté en fonction des commentaires émis à la suite du premier prétest. Un deuxième prétest a été effectué auprès des cinq personnes parmi les dix de départ. De plus, un formulaire de consentement (section 2 du questionnaire en annexe 3) fut inclus directement dans le questionnaire pour que les parents qui le désiraient puissent nous permettre de contacter le ou les vaccinateurs de leur enfant afin de compléter l'information incomplète ou manquante sur les vaccins reçus lorsque le statut vaccinal de leur enfant s'avérait incomplet. Cette procédure fut jugée essentielle afin de rendre compte des couvertures vaccinales réellement atteintes (Guay et al. 2005; Santé Canada, 2004a). De plus, l'étude de Bolton, Holt, Ross, Hughart et Guyer réalisée en 1998, qui a estimé la couverture vaccinale des enfants de deux ans en utilisant les carnets de vaccination, la mémoire des parents et les dossiers médicaux, a conclu que les carnets de vaccination ne peuvent à eux seuls estimer la couverture vaccinale d'une population de façon exacte.

4.3. POPULATION À L'ÉTUDE

La population étudiée comprend deux cohortes d'enfants de la Montérégie. Pour être sélectionnés, les enfants devaient répondre aux critères suivants :

Critères d'inclusion

- Être inscrit au Fichier des naissances de la Montérégie;
- Enfants nés entre le 1^{er} mai 2002 et le 30 avril 2003 (cohorte 2002-03), c'est-à-dire les enfants qui ont atteint l'âge de deux ans révolu au moment de l'administration des questionnaires, (novembre 2005) et des enfants plus jeunes, soit les enfants nés entre le 1^{er} mai 2004 et le 30 avril 2005 (cohorte 2004-05) âgés entre 6 mois et 18 mois à l'enquête 1.

Deux raisons justifient ce choix. Premièrement, il s'agissait d'avoir d'une part une cohorte (2002-03) qui comprend des enfants qui ont atteint l'âge de deux ans complétés au plus tard en octobre 2005, pour ainsi évaluer leur couverture vaccinale à deux ans, et d'autre part, une deuxième cohorte (2004-05) plus jeune qui avait pu être exposée au nouveau calendrier vaccinal qui comprend les nouveaux vaccins introduits à la fin de l'année 2004 pour ainsi explorer l'impact de l'ajout de nouveaux vaccins sur l'observance du calendrier. À cette fin la cohorte 2002-03 a servi de groupe de référence à la cohorte 2004-05. Deuxièmement, il s'agissait d'avoir deux cohortes synchronisées en mois pour assurer une meilleure comparabilité des groupes et tenir compte des fluctuations saisonnières dans l'offre des services de vaccination en Montérégie (André Tremblay, Direction de santé publique de la Montérégie, communication personnelle).

Critères d'exclusion

- Déménagés de la Montérégie;
- Décès de l'enfant ou d'un des parents de l'enfant.

Les appellations « cohorte 2002-03 » et « cohorte 2004-05 » seront utilisées tout au long du texte pour désigner nos deux populations à l'étude.

4.4. CONSTITUTION DE LA TAILLE DE L'ÉCHANTILLON

Avant d'obtenir notre échantillon du Fichier des naissances de la Montérégie, nous avons dans un premier temps estimé sa taille. Pour ce faire, nous avons initialement déterminé la taille de l'échantillon de la cohorte 2002-03 visant à évaluer la couverture vaccinale.

La taille de cet échantillon a tout d'abord été estimée à 1 107 et obtenue en faisant la somme des tailles « n » de chacun des 19 territoires de CLSC que compte la région de la Montérégie en utilisant la formule de Dillman (2000) suivante :

$$n = \frac{N_p [P(1-P)]}{[(N_p-1)(B/C)^2] + [P(1-P)]}$$

Avec : n =taille d'échantillon nécessaire pour un territoire de CLSC donné

N_p =taille de la population du territoire de CLSC désigné (nombre de naissances)

P =proportion de couverture vaccinale attendue pour le territoire de CLSC désigné

B =précision de couverture vaccinale attendue pour le territoire de CLSC désigné

$C =$ Valeur de Z associée au niveau de confiance pour les proportions de couvertures vaccinales (1,96 pour un niveau de confiance de 95 %).

Les paramètres considérés pour calculer la taille « n » requise par CLSC sont les suivants :

- une précision de 10 % dans l'intervalle de confiance de la couverture par CLSC (précision raisonnable pour des considérations pratiques et les ressources disponibles);
- une proportion de couverture vaccinale attendue pour chaque CLSC obtenue lors d'une étude de validation du fichier de vaccination et estimation des couvertures vaccinales des enfants de la Montérégie (Guay et al., 2005), s'il n'y avait pas de telle estimation, le pire scénario (une couverture vaccinale de 50 % entraînerait un effectif plus grand pour l'intervalle de confiance) était utilisé pour ces calculs (annexe 4);
- un niveau de confiance de 95 % pour les proportions de couvertures vaccinales.

Cette taille a été augmentée à 2 004 :

- 1) Parce que nous devons avoir un nombre (entier) fixe par mois dans chaque CLSC impliqué (faisant passer de 1 107 à 1 212 (multiple de 12) le nombre d'enfants nécessaire pour l'étude) et,
- 2) Nous devons tenir compte aussi d'un taux de réponse attendu de 65 % basé sur le taux de réponse de 66 % obtenu dans une étude sur les coûts associés à la varicelle de De Wals et al. (1999) et un taux de réponse de 63 % obtenu lors d'une étude sur du matériel de promotion de la vaccination au Québec (St-Amour et al., 2004) (faisant passer

l'échantillon de 1 212 à 2 004 enfants toujours en fonction de l'obtention d'un nombre entier par mois (toujours un multiple de 12) (annexe 4).

À l'issue de ces calculs, la précision globale de l'intervalle de confiance de la couverture pour la région de la Montérégie (estimé stratifié qui considère le poids relatif de chaque CLSC dans la Montérégie) sera de 2,51 % avec l'envoi de 2 004 questionnaires aux adresses valides, avec l'espérance d'avoir un retour d'environ 1 212 questionnaires.

Finalement la taille de l'échantillon de la cohorte 2002-2003 a été revue à la hausse et estimé à 2 392 (annexe 5) considérant qu'une certaine proportion d'adresses seront inexactes dans le Fichier des naissances dû aux déménagements estimée à 8 % annuellement (Guay et al., 2005), et que, de ces adresses inexactes, nous estimons qu'environ la moitié (50 %), soit un scénario très défavorable, seraient attribuables à un déménagement hors de la région. Comme ce phénomène s'amplifie à chaque cycle de déménagement (1^{er} juillet au Québec), il a fallu tenir compte de cet effet dans l'élaboration du nombre d'enfants à échantillonner à travers le Fichier des naissances afin de garantir un nombre de 2 004 adresses valides en Montérégie, cette limite pouvant influencer les résultats en entraînant une imprécision dans l'estimation de la couverture vaccinale.

Pour la partie visant à explorer l'impact de l'ajout de nouveaux vaccins sur l'observance du calendrier (cohorte 2004-05), la même stratégie d'échantillonnage a été appliquée. Cependant, un échantillon légèrement plus petit est tiré du Fichier des naissances, cette cohorte étant plus jeune que la précédente et par conséquent a été exposée à un nombre de déménagements moins important. Sa taille finale a été estimée à 2 238 (annexe 5).

Un échantillon total de 4 642 enfants a été obtenu du Fichier des naissances de la Montérégie.

4.5. VARIABLES À L'ÉTUDE

4.5.1. Variables dépendantes

Les variables dépendantes à l'étude sont la couverture vaccinale, l'observance au calendrier et l'opinion des parents quant à l'ajout de nouveaux vaccins dans le calendrier des enfants.

1) Couverture vaccinale

La couverture vaccinale (CV) des enfants est la principale variable dépendante et est pertinente pour la cohorte 2002-03 seulement. Elle correspond à la proportion d'enfants dont le statut vaccinal est considéré complet dans une population donnée. On l'obtient de la manière suivante :

$$CV = \frac{(\text{Nombre d'enfants de 2 ans adéquatement vaccinés}) * 100}{\text{Nombre total d'enfants de 2 ans}}$$

Le numérateur de la CV a été déterminé par les données sur la vaccination des enfants de deux ans obtenues auprès des parents par questionnaire postal auto-administré. Le dénominateur de la CV a été déterminé par le nombre de répondants au questionnaire.

Définition du statut vaccinal

Statut vaccinal complet

On considère que les enfants de deux ans ont un statut vaccinal complet s'ils répondent à la définition suivante :

Enfants de deux ans adéquatement vaccinés: Enfant ayant atteint l'âge de deux ans dont le nombre de vaccins reçus correspond au calendrier recommandé dans le Protocole d'immunisation du Québec à l'époque où cet enfant avait deux ans (MSSS, 2005), en respectant l'âge minimal pour amorcer la vaccination et les intervalles minimaux entre les doses. Les vaccins sont les suivants :

- 4 doses du vaccin contre la diphtérie, coqueluche, tétanos, poliomyélite et 1 dose du vaccin *Haemophilus influenzae* de type b (DCTPH) après l'âge de 15 mois et;
- 2 doses du vaccin contre la rougeole reçue après l'âge d'un an et 1 dose d'un vaccin contre la rubéole et les oreillons;
- 1 dose du vaccin contre le méningocoque conjugué du groupe C après l'âge d'un an.

Statut vaccinal incomplet

Le statut vaccinal des enfants de deux ans qui n'ont pas reçu le nombre de doses correspondant à cette définition a été considéré incomplet (y compris les enfants n'ayant jamais reçu de vaccin).

2) Observance au calendrier

Le concept "d'observance" au calendrier est la seconde variable dépendante à l'étude. Il s'opérationnalise par l'intervalle depuis la date de naissance de l'enfant jusqu'à l'âge de réception du vaccin et est déterminé pour chaque enfant afin d'estimer les proportions

d'enfants qui ont reçu un vaccin donné à un âge donné selon les intervalles pour chacune des 2 cohortes à l'étude. Cela nous a permis de déterminer l'observance relative des enfants au calendrier tel que défini dans le Protocole d'immunisation du Québec (MSSS, 2005), des enfants de la cohorte 2004-05 par rapport à ceux de la cohorte de référence 2002-03.

3) Opinion des parents sur l'ajout de nouveaux vaccins

Cette série de variables nous a permis de connaître de manière exploratoire l'opinion des parents sur l'ajout de nouveaux vaccins au calendrier des enfants, autrement dit, sur les injections multiples (plusieurs vaccins lors d'une même visite). Les variables à mesurer s'appuient sur le « Modèle des croyances relatives à la santé », le *Health Belief Model* (Elder, Ayala et Harris, 1999), modèle souvent utilisé pour expliquer la prise de décision concernant les actions préventives. Ce modèle a d'ailleurs été utilisé pour l'élaboration d'un questionnaire employé dans une étude sur l'impact pour les parents de l'ajout de nouveaux vaccins dans le calendrier des nourrissons (Durand-Martel et al., 2005), et duquel nous nous sommes grandement inspirés.

Les thèmes suivants découlant du *Health Belief Model* ont servi à la sélection des variables à mesurer :

➤ La perception de la vulnérabilité de l'enfant

- La perception du risque à ne pas respecter le calendrier;
- La perception des risques associés à la vaccination : effets secondaires, effets sur l'enfant (ex : douleur).

➤ **La perception des bénéfices de l'action préventive**

- La perception sur l'utilité, l'efficacité et la sécurité des différents vaccins à administrer.

➤ **La perception des coûts de l'action préventive**

- Les parents sont prêts à plusieurs visites? (coût, temps, déplacement).

➤ **Croyance en l'efficacité de l'action à entreprendre**

- Croyance sur les avantages de respecter le calendrier.

➤ **Probabilité d'entreprendre l'action recommandée**

- Opinions sur les injections multiples.

4.5.2. Variables indépendantes

Les variables indépendantes retenues sont les caractéristiques sociodémographiques identifiées comme étant déterminantes dans la vaccination des jeunes enfants retracées lors de notre revue de littérature (tableau 2). Parmi ces variables, la variable « code postal » nous a permis de déterminer approximativement le statut socioéconomique des répondants. Afin de contourner la question incommode sur le revenu rapportée par les parents dans les commentaires exprimés dans les enquêtes (St-Amour et al., 2004) et de considérer en même temps tous les facteurs associés à la défavorisation, nous avons préféré avoir recours à un substitut (ou proxy) de type écologique. Il s'agit d'information puisée dans les recensements nationaux et produite sur la base d'unités territoriales de taille réduite. À partir du code

postal de chaque individu à l'étude obtenu du Fichier des naissances de la Montérégie/RAMQ, un indice de défavorisation qui correspond à sa zone de résidence actuelle lui a été attribué. Cet indice élaboré par Pampalon, Hamel et Raymond (2004) mesure la défavorisation et comporte six indicateurs repartis en deux dimensions, l'une matérielle, l'autre sociale. Alors que la dimension matérielle reflète surtout les variations de la proportion de personnes sans diplôme d'études secondaires, du rapport emploi/population et du revenu moyen personnel, la dimension sociale traduit principalement les variations de personne séparées, veuves ou divorcées, de personnes vivant seules et de familles monoparentales. Ces indicateurs, sauf la proportion de familles monoparentales, ont été ajustés de manière directe selon l'âge et le sexe de la population, en prenant pour référence la population de l'ensemble du Québec. La population couverte par cet indice représente 98 % de la population totale du Québec.

Sur l'une ou l'autre dimension, la population du Québec a été répartie en quintiles de défavorisation (groupe de 20 %), du plus favorisé (quintile 1) au plus défavorisé (quintile 5).

Tableau 2 : Liste des variables indépendantes, des catégories utilisées et de la source des données pour chacune des variables

Variable	Catégories	Source des données
Lien avec l'enfant	Père, mère, tuteur, autre	Questionnaire Question 9
Statut marital du répondant	Avec conjoint ou sans conjoint	Questionnaire Question 10
Langue parlée à la maison	Français, anglais, autre	Questionnaire Question 11
Âge du père de l'enfant	Moins de 20 ans, 20-29 ans, 30-39 ans, 40 ans et plus, ne sais pas	Questionnaire Question 12 A)
Âge de la mère de l'enfant	Moins de 20 ans, 20-29 ans, 30-39 ans, 40 ans et plus, ne sais pas	Questionnaire Question 12 B)
Scolarité du père de l'enfant	Moins que le secondaire, secondaire, Cégep, universitaire, ne sais pas	Questionnaire Question 13 A)
Scolarité de la mère de l'enfant	Moins que le secondaire, secondaire, Cégep, universitaire, ne sais pas	Questionnaire Question 13 B)
Taille de la famille	1 enfant, 2 enfants, 3 enfants, 4 enfants 5 enfants et plus	Questionnaire Question 14
Rang de l'enfant dans la famille	Ainé : oui ou non	Questionnaire Question 15
Poids à la naissance de l'enfant	≥ 2500 g=poids normal < 2500 g=petit poids	Fichier des naissances
Indice de défavorisation matérielle et sociale basé sur le code postal actuel	Quintiles (1 ^{er} , 2 ^e , 3 ^e , 4 ^e et 5 ^e): du plus favorisé (quintile 1) au plus défavorisé (quintile 5)	Indice de Pampalon

4.6. SOURCE DES DONNÉES

La plupart des données de l'enquête ont été recueillies auprès des parents des enfants à l'aide du questionnaire auto-administré. Mise à part son utilisation pour la sélection de l'échantillon, le Fichier des naissances a aussi servi de source des données de certaines variables indépendantes à l'étude.

Les données sur le statut vaccinal des enfants ont été tirées du questionnaire postal auto-administré rempli par les parents des enfants à partir du carnet de vaccination de l'enfant, document remis aux parents dans lequel les médecins et infirmières inscrivent les données sur les vaccins administrés à l'enfant depuis sa naissance. Il permet aux parents de suivre l'état vaccinal de leurs enfants et demeure la source commune de données utilisée par les vaccinateurs et le personnel soignant (Nounawon, De Serres, Boulianne et Duval, 2001). Les informations recueillies sur la vaccination pour chaque enfant étaient les suivantes : date d'administration des vaccins et le nom des vaccins.

Les données sur la vaccination des enfants avec statut vaccinal incomplet ont été complétées, après avoir obtenu l'autorisation des parents, par des informations obtenues des fichiers de vaccination des CLSC ou des dossiers médicaux obtenus des vaccinateurs désignés par les parents.

Les données sur les caractéristiques sociodémographiques (statut marital, âge de la mère et du père, scolarité de la mère et du père, taille de la famille, rang de l'enfant dans la fratrie) ont été également tirées du questionnaire postal auto-administré rempli par les parents des enfants. La variable « poids de l'enfant à la naissance » a été tirée du Fichier des naissances de la Montérégie. Le « code postal » déjà connu des parents participants (Fichier des naissances/RAMQ) a servi à compiler les variables sur le « statut socioéconomique (dimension matérielle et sociale) » par association d'une valeur de l'indice de défavorisation pour chaque code postal au Québec à l'aide d'un programme d'assignation de l'indice de défavorisation 2001 tiré du site internet du ministère de la Santé et des Services sociaux du

Québec². Ce programme d'assignation de l'indice de défavorisation 2001 contient des tables de conversion et une macro appelée « assignation-local ». Il permet d'attribuer les indices (dimension matérielle et sociale) de défavorisation à tout fichier SAS comprenant, de façon obligatoire, un champ correspondant au code postal à 6 positions et, de façon optionnelle, un champ identifiant le code municipal (non utilisé pour cette étude). C'est en établissant le lien entre ces codes et l'aire de diffusion qu'un tel indice est assigné.

4.7. PRÉPARATION DES ÉCHANTILLONS

Un échantillon d'enfants dont l'effectif avait été préalablement calculé a été obtenu du Fichier des naissances de la Montérégie. Avant l'envoi du questionnaire, une vérification des adresses a tout d'abord été effectuée sur l'ensemble des 4 642 sujets de l'échantillon tiré du Fichier des naissances à l'aide du bottin électronique Canada 411. Cette procédure a permis, à partir de l'adresse de l'enfant obtenue dans le Fichier des naissances, de vérifier si, à l'adresse indiquée, on retrouve toujours à la date de compilation de Canada 411 le même répondant. Suite à ce processus deux séries d'adresses ont été constituées: les enfants dont l'adresse a été confirmée par cette procédure qui ont formé la série 1 (n=2 899) et ceux avec une adresse inexacte ou non-confirmable ont formé la série 2 (n=1 743). Le Fichier de la RAMQ a permis par la suite, avec l'autorisation de la Commission d'accès à l'information, d'obtenir les adresses courantes des sujets de la série 2.

² http://www.msss.gouv.qc.ca/statistiques/atlas/atlas/index.php?id_carte=11
http://www.msss.gouv.qc.ca/statistiques/atlas/docs/defav/Assignation_defav_2006.zip
http://www.msss.gouv.qc.ca/statistiques/atlas/docs/defav/defavo2001_assignation_2006.doc

4.8. DÉROULEMENT DE L'ÉTUDE

4.8.1. Déroulement de l'enquête de la série 1

Une première enquête a été effectuée auprès des enfants de la série 1 dont l'adresse a pu être validée par le bottin électronique Canada 411. La collecte des données s'est déroulée selon la méthode proposée par Dillman (2000) et l'expérience acquise dans les deux récentes études faites en Montérégie (Guay et al., 2005 et Guay et al., en rédaction). Un premier envoi postal a été fait le 25 novembre 2005. Le questionnaire (annexe 3) a été envoyé à 2 899 parents d'enfants sélectionnés. Il était accompagné d'une lettre explicative personnalisée à l'attention de la mère ou du père (annexe 6) mentionnant comment l'enfant avait été sélectionné, les objectifs de l'étude, leur contribution attendue et les précautions prises pour préserver la confidentialité ainsi que d'une enveloppe de retour préaffranchie. Le 13 décembre 2005, une carte de rappel (annexe 6) a été envoyée aux parents n'ayant pas encore participé afin de souligner l'importance de collaborer à l'étude. Le 6 janvier 2006, une dernière relance postale a été effectuée auprès des parents n'ayant toujours pas participé. Dans ce dernier envoi, on retrouvait une copie du questionnaire accompagné d'une nouvelle lettre explicative personnalisée (annexe 6) ainsi qu'une enveloppe de retour préaffranchie. Une fois la collecte des données terminée, pour tous les dossiers de vaccination incomplets obtenus auprès des parents, et avec leur consentement, une collecte de données a été effectuée auprès du ou des vaccinateurs de l'enfant désigné par le parent. Pour ce faire, un premier contact par courriel a été établi avec les archivistes des établissements (19 territoires de CLSC) par la responsable du programme de vaccination en Montérégie et les secrétaires des cliniques privées par téléphone par un membre de l'équipe de recherche. Ensuite, pour chaque dossier incomplet, une copie de l'autorisation du parent accompagnée d'une grille de

collecte d'information adaptée pour les fins de l'étude et déjà utilisée dans les études montréalaises récentes (Guay et al., 2005 et Guay et al., en rédaction) ont été envoyés aux vaccinateurs par télécopieur ou par la poste. Si plus d'un vaccinateur était indiqué par le parent, tous étaient contactés. L'information supplémentaire sur les vaccins était retournée par télécopieur ou par la poste. Une relance a été effectuée chez les vaccinateurs non-répondants. La période de collecte de données chez les vaccinateurs a débuté en mars 2006 et a pris fin en avril 2006.

À cette étape de l'enquête, nous avons constaté dans notre échantillon l'existence de naissances multiples ($n=29$) et de doublons ($n=20$). De plus, une fois qu'on a établi la correspondance avec l'indice de défavorisation, des adresses pour lesquelles les codes postaux de résidence des participants se trouvaient hors Montréal ($n=105$) ont aussi été observées. Ces dossiers ont été exclus pour des raisons pratiques et parce que certains de ces sujets ne répondaient plus aux critères de sélection. Il en a été de même pour d'autres dossiers qui se sont avérés inadmissibles (91 mauvaises adresses, 2 décès, 15 fournisseurs de renseignements inutilisables – information d'un enfant qui n'est pas né entre 2002 et 2003 ou entre 2004 et 2005 – et 4 pour « déménagements officiels » hors Montréal) suite aux retours des questionnaires de la série 1 réduisant ainsi notre échantillon de départ. Afin de remédier à cette situation, ces dossiers ont été remplacés dans la série 2 faisant passer l'échantillon nécessaire de cette série de 1 743 à 2 009. De plus, parce que nous n'avions pas obtenu le taux de participation de 65 % attendu dans la série 1, notre échantillon de la série 2 a été ramené sur la base du taux de participation obtenu suite à l'enquête de la série 1 de 55 % pour chaque territoire de CLSC et par mois. En repartant du Fichier des naissances original pour les 2 cohortes, nous avons compilé la liste des adresses pour les sujets

supplémentaires nécessaire à la série 2. La taille de l'échantillon de la série 2 révisée a été alors estimée à 2 361.

4.8.2. Déroulement de l'enquête de la série 2

Une demande d'autorisation à la Commission d'accès à l'information afin d'obtenir les adresses courantes des sujets de la série 2 auprès de la RAMQ a été soumise le 19 janvier 2006 et obtenue le 16 mai 2006. Les données sur les sujets sélectionnés faisant partie de la série 2 ont été transmises à la RAMQ le 16 juillet 2006. La RAMQ nous a renvoyé les adresses validées le 6 septembre 2006. Parmi les 2 361 adresses validées par la RAMQ, 290 sujets ont été exclus et non remplacés : il s'agit d'un enfant dont la mère est décédée, de 7 bébés décédés et 282 adresses pour lesquelles les codes postaux des participants se situaient hors Montérégie une fois qu'on a fait la correspondance avec l'indice de défavorisation. L'envoi des questionnaires de la série 2 a donc été fait à 2 071 personnes.

La collecte de données s'est déroulée de manière semblable à celle effectuée auprès de l'échantillon de la série 1. Toutefois pour cette deuxième enquête, quelques ajustements ont été apportés aux lettres explicatives expédiées aux parents d'enfants à la demande du comité d'éthique et de la RAMQ (annexe 7).

Le premier envoi postal a été fait le 21 septembre 2006. Il comprenait un questionnaire, une lettre explicative, un feuillet d'information sur les vaccins recommandés et une enveloppe de retour préaffranchie. Un rappel le 5 octobre 2006 et finalement un dernier envoi postal (annexe 7) comprenant, un questionnaire, une nouvelle lettre explicative, un feuillet d'information et une enveloppe de réponse préaffranchie a été réalisé le 26 octobre 2006, soit 5 semaines après le premier envoi. Cette collecte des données des enfants de la série 2 a

débuté le 29 septembre 2006 et pris fin le 14 mars 2007. Suite à l'enquête auprès des parents, une collecte des données a été effectuée auprès des vaccinateurs lorsque le statut vaccinal de l'enfant était incomplet et que les parents y consentaient. Cette collecte auprès des vaccinateurs a débuté en février et pris fin en avril 2007. Elle a été effectuée de la même manière que celle de la série 1.

Dans les deux séries, une photocopie conforme de l'autorisation originale du parent, assermentée par un commissaire à l'assermentation, était postée aux vaccinateurs ayant retourné la grille de vaccination de l'enfant complétée.

Le tableau 3 présente les différentes étapes de la collecte de données de la série 1 et série 2.

Tableau 3: Étapes de la collecte de données de la série 1 et de la série 2

Étapes de la collecte de données	Série 1 n=2 899	Série 2 n=2 071
Nombre (%) du 1 ^{er} envoi du questionnaire	2 899 (100 %)	2 071 (100 %)
Nombre (%) du rappel postal envoyé	2 297 (79 %)	1 643 (79 %)
Nombre (%) du 2 ^e envoi du questionnaire	1 910 (66 %)	1 322 (64 %)
Nombre des parents admissibles à la fin de l'enquête	2 633	1 981
Nombre total (%) de parents admissibles rejoints par l'enquête postale	1 457 (56 %)	1 108 (57 %)
Nombre (%) de parents qui ont autorisé la consultation du dossier médical auprès des vaccinateurs	1 308 (93 %)	1 004 (94 %)
Nombre (%) de parents qui refusent la consultation du dossier médical	95 (7%)	61 (6 %)
Nombre (%) de demandes auprès des vaccinateurs parmi les dossiers incomplets	369 (25 %)	300 (27 %)
Nombre (%) de réponses reçues des vaccinateurs	306 (83 %)	254 (85 %)

4.9. ANALYSES DES DONNÉES

Les données des questionnaires reçus ont été saisies sur deux fichiers distincts à l'aide du progiciel SPSS (Statistical Package for Social Sciences) version 14. Un fichier comprenait l'information sur les vaccins reçus par les enfants et l'autre comprenait l'information sur les caractéristiques sociodémographiques des parents et leur opinion sur les injections multiples.

4.9.1. Validation des données

Dans un premier temps des tris ont été réalisés sur les fichiers pour mettre en évidence des erreurs de saisie par rapport à la date de naissance, date de vaccination et des doublons éventuels. Ces erreurs de saisie ont pu être détectées et corrigées. Une double vérification de l'ensemble des questionnaires a été effectuée dans le cas de la série 1. Les erreurs détectées ont pu être instantanément corrigées. Elles relevaient surtout d'une omission de saisie, d'une erreur sur les noms commerciaux des vaccins ou d'une erreur d'interprétation des dates d'administration des vaccins. Pour la série 2, 10 % des questionnaires choisis aléatoirement ont fait l'objet de la double saisie pour des fins de validation de la base des données. La proportion d'erreur obtenue pour le fichier comprenant les caractéristiques sociodémographiques est égale à 0,08 % avec un intervalle de confiance à 95 % (0,03 %-0,30 %) et de 0,13 % pour le fichier des vaccins avec un intervalle de confiance à 95 % (0,07 %-0,25 %). Les erreurs détectées ont été corrigées mais étant donné leur faible proportion, les banques de données ont été jugées adéquates pour poursuivre l'étude.

Les données validées furent transférées aussi vers le progiciel SAS (version 9.1) pour l'exécution des analyses qui tenaient compte de la stratification des données.

À partir des données de vaccination collectées auprès des parents, une estimation du statut vaccinal a été réalisée. Lorsque le statut vaccinal était incomplet, et que les parents y consentaient, une collecte auprès des vaccinateurs identifiés par les parents a été effectuée. Une fois l'information obtenue auprès du vaccinateur, les données ont été saisies dans le même fichier initial des vaccins obtenus des parents en confirmant ou en ajoutant l'information supplémentaire obtenue du vaccinateur tout en prenant soin de noter la source. En cas de discordance minime entre les dates de vaccination obtenues du vaccinateur et celles du questionnaire (à titre d'exemple, si la date de réception d'un vaccin obtenue du vaccinateur fut le 2 janvier 2002 et celle du questionnaire, le 3 janvier 2002 – ici, il y a eu discordance sur le jour de vaccination - c'est la date du questionnaire qui a été retenue) ces dernières ont été privilégiées afin d'éviter de surestimer les couvertures vaccinales. Cette décision a été prise parce que les parents transcrivaient dans le questionnaire les informations indiquées au carnet de vaccination de l'enfant et que l'étude de Bolton et al. (1998) a montré que les couvertures vaccinales obtenues à partir des dossiers médicaux étaient plus élevées que celles obtenues à partir des carnets de vaccination. De plus, les vaccinateurs auraient pu introduire un biais en corrigeant des données jugées inadéquates. Cette étape terminée, les données des deux fichiers ont été fusionnées.

Ensuite, nous avons procédé à l'analyse de nos données. Les analyses réalisées sont décrites aux sections suivantes.

4.9.2. Détermination du statut vaccinal : objectif 1

À partir des données de vaccination recueillies au carnet de vaccination de l'enfant, complétées au besoin par une consultation du dossier médical de l'enfant auprès du

vaccinateur désigné, les enfants ont été regroupés selon leur statut vaccinal à savoir statut vaccinal complet ou statut vaccinal incomplet à l'âge de deux ans (cohorte 2002-03). Les critères d'évaluation retenus pour établir le statut vaccinal sont présentés à l'annexe 8.

Les statuts vaccinaux de la cohorte 2002-03 ont été déterminés à l'aide d'une programmation informatique qui définissait le statut vaccinal en considérant les critères du calendrier de vaccination (nombre de doses requis, âge minimal et intervalles minimaux entre les doses) tel que recommandé dans le Protocole d'immunisation du Québec en vigueur (MSSS, 2005). Lorsqu'un des critères n'est pas respecté, le statut est considéré incomplet. La procédure informatique a été validée manuellement par deux membres d'expérience de l'équipe de recherche dans le domaine de la vaccination. Pour ce faire, un échantillon aléatoire de 30 cas parmi différents types de statuts vaccinaux a été vérifié (15 complets et 15 incomplets). Il y a eu accord entre le statut établi par la programmation informatique et un des réviseurs sur 28 des 30 cas ($Kappa=0,8667$) et sur 24 des 30 cas avec l'autre réviseur ($Kappa=0,6000$). Les divergences, pour la majorité attribuables à une erreur d'interprétation, ont été examinées et la procédure informatique révisée. Par la suite, l'accord a été de 100 % entre le résultat de la programmation informatique et les réviseurs.

Une fois le statut vaccinal de chaque enfant déterminé, des estimations de couverture vaccinale ont été faites pour l'ensemble de la région de la Montérégie, chacun des 19 territoires de CLSC et des 11 CSSS. Ces résultats sont présentés en pourcentage sous forme de tableaux avec les intervalles de confiance à 95 %.

4.9.3. Analyse des variables reliées au statut vaccinal : objectif 2

Des analyses descriptives ont été effectuées pour chacune des variables sociodémographiques des enfants de la cohorte 2002-03, à savoir : l'âge de la mère et du père, la scolarité de la mère et du père, le statut marital, le rang de l'enfant dans la fratrie, la taille de la famille, le poids de naissance et le statut socioéconomique. Ensuite, une analyse bivariée avec tableaux de contingence a été faite afin de mesurer leur association avec les statuts vaccinaux obtenus des enfants de la cohorte 2002-03. Des tests statistiques du khi carré de Pearson ou de tests exacts de Fisher et le test Rao-Scott qui est la valeur ajustée du khi carré de Pearson qui tient compte du plan de sondage (ici un échantillon stratifié) ont permis de vérifier le niveau de signification statistique entre le statut vaccinal et les différentes variables étudiées. Le seuil de signification a été fixé à $\alpha=0,05$. Des analyses multivariées par régression logistique ont aussi été faites aux niveaux de signification fixés à $\alpha=0,05$ et $\alpha=0,10$.

Pour faciliter les analyses, certaines catégories des variables comme l'âge du père, l'âge de la mère, la scolarité du père, la scolarité de la mère, le nombre d'enfants dans la famille, etc. ont été regroupées à cause de leurs faibles effectifs. Également, les catégories « Je ne sais pas », ont été exclues.

4.9.4. Analyse de l'observance au calendrier de vaccination : objectif 3a

Pour chaque cohorte (2002-03 et 2004-05), à partir des données de vaccination fournies par les parents et complétées au besoin chez le vaccinateur, l'intervalle depuis la date de naissance de l'enfant jusqu'à l'âge de réception du vaccin (date de réception du vaccin – date de naissance de l'enfant) lorsque vacciné ou l'âge de l'enfant au retour des questionnaires

pour les autres a été calculé et les médianes sont présentées sous forme de tableau. Cet intervalle devient « l'âge à l'administration ». Ces données sont alors compatibles avec les analyses de survie où la réception du vaccin devient l'événement de « décès » et lorsque le dossier de l'enfant ne précise pas de réception de vaccin, la donnée est alors « censurée ».

Une comparaison indirecte des médianes par l'intermédiaire d'une comparaison des courbes du pourcentage d'enfants ayant reçu le vaccin en fonction du jour de vaccination a été effectuée à l'aide de l'analyse de survie de Kaplan-Meier et du test du « Log-Rank » afin de vérifier s'il existe une différence statistiquement significative entre les enfants de la cohorte 2002-03 et les enfants de la cohorte 2004-05 quant à l'observance au calendrier, telle que définie préalablement, pour un même vaccin reçu. L'analyse de régression de Cox a permis de considérer cette comparaison des 2 cohortes en tenant compte du mois de naissance (chaque groupe d'âge de la cohorte 2004-05 qui a été comparé au même groupe d'âge de la cohorte 2002-03) pour les mêmes vaccins reçus. Cette approche a permis de contrôler les fluctuations saisonnières qui pouvaient induire de la confusion dans la comparaison des deux cohortes lors de l'analyse de type Kaplan-Meier et du test « Log-Rank ».

Des analyses statistiques descriptives ont été faites pour les variables sur les opinions des parents sur les injections multiples. Afin de faciliter les analyses, certaines données ont été regroupées et traitées en variable dichotomique *Très en accord* et *plutôt en accord* = *EN ACCORD* et *plutôt en désaccord* et *très en désaccord* = *EN DÉSACCORD* (section 3 du questionnaire, question 1 à 5). De plus, toujours pour ces questions d'opinions, les analyses ont été faites en omettant le choix de réponse *Je ne sais pas*. Une analyse de corrélation des rangs de Kendall (coefficient de corrélation Tau-B de Kendall) a été faite entre le nombre de piqûres jugé acceptable par les parents (de 1 à 5 piqûres) et le degré d'accord de ces derniers

(catégorisé comme suit : *très en accord*, *plutôt en accord*, *plutôt en désaccord* et *très en désaccord*) des parents quant aux énoncés sur les injections multiples étudiés. Pour les réponses aux questions ouvertes suivantes : « Concernant les injections multiples, avez-vous des questions qui restent sans réponses? Si oui quels sont ces questions » et les réponses à la section « commentaires », les réponses ont été retranscrites et une analyse de contenu qualitative a été effectuée. Pour ce faire, les commentaires émis par les parents ont été lus et les principaux thèmes ont été dégagés. Ensuite des regroupements ont été faits autour de ces thèmes afin de structurer l'ensemble et une analyse globale a été produite.

4.10. ÉTHIQUE ET CONFIDENTIALITÉ

4.10.1. Autorisations requises

Plusieurs autorisations conformément aux règles d'éthique pour des fins de recherche impliquant des êtres humains ont été sollicitées avant de mener cette étude.

Tout d'abord concernant les données du Fichier des naissances, aucune autorisation n'a été nécessaire puisque les bulletins de naissance vivante sont transmis aux Directions de la santé publique des régions et aux CLSC conformément aux articles 64 et 65 de la Loi sur l'accès aux documents des organismes publics et sur la protection des renseignements personnels. Ces articles stipulent que la copie du bulletin de naissance vivante transmise à la Direction régionale de la santé publique et au CLSC peuvent servir à des fins de programmation en santé publique et communautaire.

Pour obtenir les données du Fichier de la RAMQ, une autorisation a été demandée à la Commission d'accès à l'information après que le projet ait été approuvé au Comité d'éthique de la recherche de l'hôpital Charles LeMoyne.

Pour les données sur les indices de défavorisation, aucune autorisation n'a été sollicitée, les données étant directement accessibles à partir du site du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

4.10.2. Consentement et respect des sujets

Il n'y a pas eu de formulaire de consentement spécifique puisque les parents des enfants ont accepté implicitement de participer à l'étude en remplissant et retournant le questionnaire. Les données supplémentaires sur les vaccins reçus par les enfants à l'étude dont l'information était absente ou insuffisante ont été obtenues auprès des vaccinateurs avec l'autorisation écrite (voir formulaire d'autorisation inclus dans le questionnaire à la section 2, annexe 3) des parents des enfants concernés et ils étaient tout à fait libres d'y consentir.

Les informations du questionnaire recueillies auprès des parents ont été traitées de façon strictement confidentielle : engagement par écrit des membres de l'équipe de recherche au respect de la confidentialité des données (annexe 9); questionnaires conservés sous clé, et dossiers informatiques protégés par des mots de passe et enregistrés sur un répertoire sécurisé de la Direction de santé publique de la Montérégie à accès limité à l'équipe de recherche.

Toutes les données nominatives de la RAMQ ont été détruites une fois l'étude terminée, tel qu'exigé par la Commission d'accès à l'information et la RAMQ. Les autres données et

résultats seront conservés pendant 5 ans et archivés à la Direction de santé publique de la Montérégie.

Finalement, toutes les données saisies des questionnaires ont été dénominalisées pour fins d'analyse.

Le protocole de cette recherche a été révisé par le comité scientifique de la Direction de santé publique de la Montérégie et approuvé par le comité d'éthique de la recherche de l'hôpital Charles LeMoyne.

5. RÉSULTATS

L'ensemble des résultats de fréquence obtenus à chacune des réponses, toutes cohortes confondues, sont indiqués dans la copie du questionnaire français utilisé pour l'enquête (annexe 3). Les autres résultats sont rapportés en débutant par ceux relatifs à la participation. Plus loin, les résultats en lien avec la couverture vaccinale sont amenés, suivis par ceux ayant trait aux facteurs associés au statut vaccinal. Les résultats sur l'impact de l'ajout des nouveaux vaccins sont ensuite présentés. Enfin ce chapitre se termine par les résultats des commentaires des parents.

5.1. PARTICIPATION À L'ÉTUDE

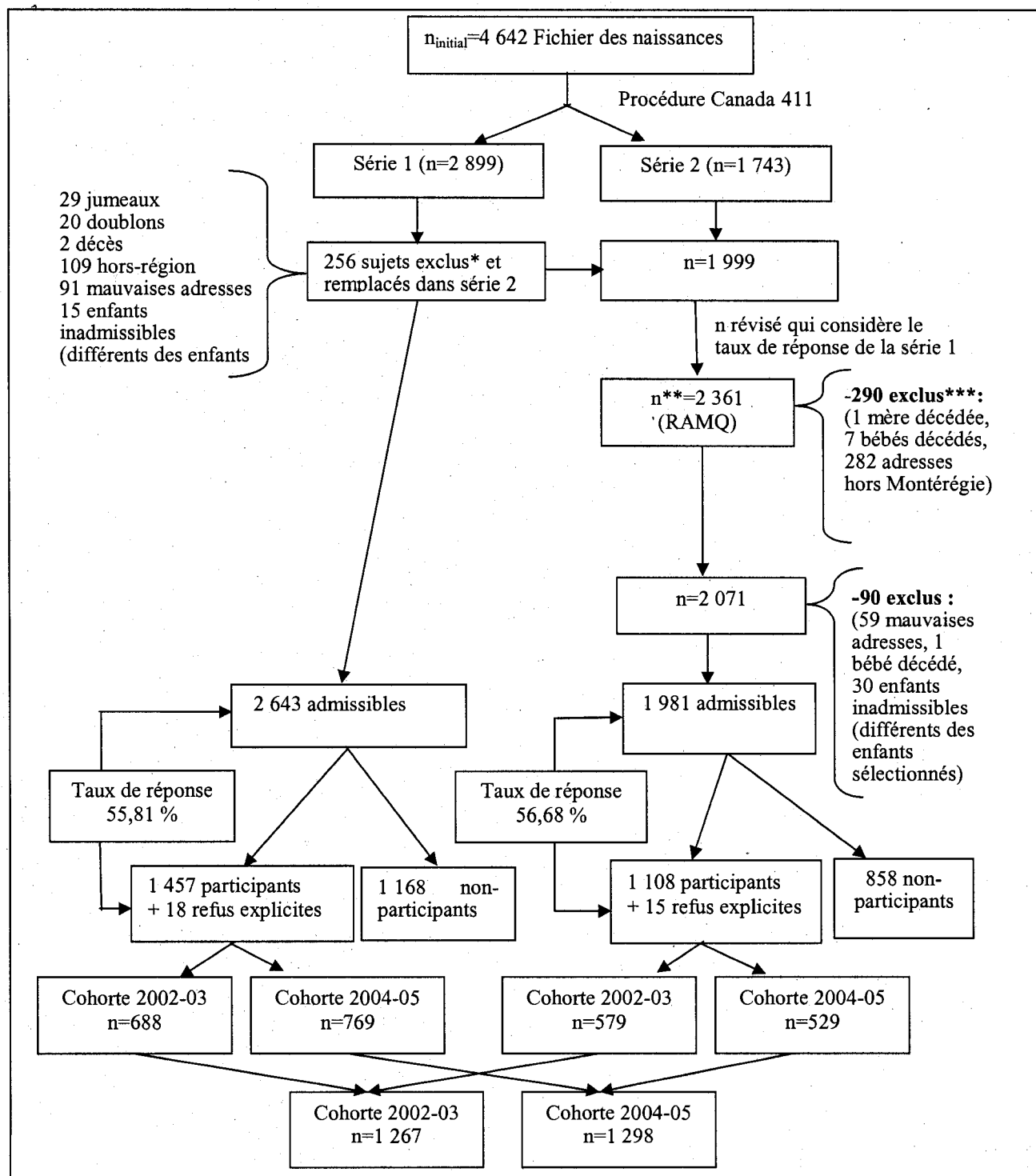
5.1.1. Taux de participation

Suite à la première enquête postale de la série 1, réalisée à l'automne 2005 auprès de 2 899 personnes, 256 sujets ont été exclus et remplacés dans la série 2 (figure 1). Après ce retrait, il restait 2 643 sujets admissibles. Parmi ces derniers, un total de 1 457 parents ont retourné un questionnaire valide alors que 18 ont manifesté leur refus de participer à l'étude, pour un taux de réponse de 56 %. Pour la série 2, l'enquête a été effectuée à l'automne 2006, soit une année plus tard. Cette série visait à compléter l'enquête. L'envoi initial a été fait à 2 071 sujets où 90 se sont avérés non admissibles. Parmi les 1 981 personnes admissibles, 1 108 personnes ont retourné un questionnaire valide et 15 sujets ont manifesté leur refus de participer à l'étude. Le taux de réponse obtenu pour cette deuxième enquête est sensiblement

identique à celui obtenu pour la série 1 soit de 57 %. Les nombres de participants obtenus par territoires de CLSC et CSSS sont présentés à l'annexe 10.

Les questionnaires reçus après les dates de fin de collecte de données n'ont pas été considérés ni dans le calcul du taux de réponse, ni dans les analyses effectuées. Il s'agit de 13 questionnaires de la série 1 et 5 questionnaires de la série 2.

Figure 1: Schéma de participation des parents



*Certains enfants ont plus d'une raison d'exclusion.

**Dépend du nombre d'enfants exclus devant être remplacés selon le mois et le CLSC visé et du nombre nécessaire d'enfants de la série 2.

***Nous n'avons pas remplacé ces exclusions considérant les délais d'une telle demande auprès de la RAMQ.

5.1.2. Caractéristiques sociodémographiques des participants

Ce sont majoritairement les mères qui ont répondu au questionnaire dans une proportion de 91 % (tableau 4). Plus de la moitié d'entre elles sont âgées de 30-39 ans (67 % et 56 %) et environ 70 % ont une formation de niveau collégial ou universitaire. La grande majorité des participants vivent en couple soit 93 % et 95 % respectivement selon la cohorte et parlent le français à la maison dans une proportion de 87 %. Dans la plupart des domiciles on retrouve entre 1 ou 2 enfants de moins de 18 ans (78 % et 84 %). La moitié des enfants à l'étude sont les premiers enfants de la famille autant dans la cohorte 2002-03 que dans la cohorte la plus jeune.

Tableau 4: Caractéristiques sociodémographiques des participants

Variables	Cohorte 2002-03 (n=1 267)		Cohorte 2004-05 (n=1 298)	
	n ¹	% ²	n ¹	% ²
Lien avec l'enfant	1 239		1 281	
Père	98	7,9	109	8,5
Mère	1 129	91,1	1 163	90,8
Père et mère	11	0,9	8	0,6
Autre	1	0,1	1	0,1
Âge du père au moment de l'enquête	1 238		1 276	
Moins de 20 ans	0	0,0	1	0,1
20-29 ans	162	13,1	303	23,7
30-39 ans	814	65,8	809	63,4
40 ans et plus	261	21,1	162	12,7
Ne sait pas	1	0,1	1	0,1
Âge de la mère au moment de l'enquête	1 241		1 281	
Moins de 20 ans	0	0	2	0,2
20-29 ans	304	24,5	513	40,0
30-39 ans	828	66,7	719	56,1
40 ans et plus	109	8,8	47	3,7
Langue parlée à la maison	1 240		1 280	
Français	1 084	87,4	1 112	86,9
Anglais	77	6,2	69	5,4
Français et anglais	37	3,0	43	3,4
Autre ³	42	3,4	56	4,3
Statut marital au moment de l'enquête	1 238		1 281	
Avec conjoint	1 145	92,5	1 222	95,4
Sans conjoint	93	7,5	59	4,6
Nombre d'enfants ≤18 ans vivant dans le domicile	1 240		1 275	
1 enfant	269	21,7	549	43,1
2 enfants	700	56,5	520	40,8
3 enfants	220	17,7	147	11,5
4 enfants	41	3,3	48	3,8
5 enfants et plus	10	0,8	11	0,9
Rang de l'enfant dans la fratrie	1 229		1 277	
1 ^{er}	616	50,1	617	48,3
≥2e	613	49,9	660	51,7
Scolarité du père au moment de l'enquête	1 230		1 271	
Moins du secondaire	76	6,2	91	7,2
Secondaire	460	37,4	464	36,5
Cégep	337	27,4	360	28,3
Universitaire	343	27,9	349	27,5
Ne sait pas	14	1,1	7	0,6
Scolarité de la mère au moment de l'enquête	1 226		1 274	
Moins du secondaire	29	2,4	28	2,2
Secondaire	336	27,4	342	26,8
Cégep	403	32,9	421	33,0
Universitaire	455	37,1	483	37,9
Ne sait pas	3	0,2	0	0,0

¹Pour chaque variable, les résultats sont présentés pour ceux qui ont répondu à la question seulement.

²Les pourcentages n'arrivent pas toujours à 100 % à cause des arrondissements.

³La catégorie « autre » regroupe les personnes qui ont répondu le français et l'anglais et une autre langue ou le français ou l'anglais et une autre langue.

5.1.3. Comparaison participants et non participants

À partir des données disponibles dans le Fichier des naissances de la Montérégie, il a été possible de comparer les participants à l'enquête aux non-participants selon certaines caractéristiques sociodémographiques (tableau 5). Les participants et les non-participants sont très comparables selon la taille de la famille et le quintile matériel de défavorisation. Cependant, la proportion de francophones est significativement plus élevée chez les participants que les non-participants chez qui il y a plus d'allophones. De plus, les mères participantes sont significativement plus nombreuses à avoir une scolarité supérieure au secondaire et sont sur le plan statistique significativement plus âgées mais cette différence n'est que de 0,7 années. La proportion des personnes vivant en situation de couple est également plus élevée chez les participants. Enfin, une différence statistiquement significative a été décelée entre les participants et les non-participants au niveau de l'indice de défavorisation sociale avec une tendance chez les participants à être « plus favorisés » que les non-participants.

5.1.4. Comparaisons des admissibles avec la population du Fichier des naissances de la Montérégie

Les admissibles à l'enquête ont également été comparés à l'ensemble de la population du Fichier des naissances selon certaines caractéristiques sociodémographiques (tableau 6). On note que l'échantillon des admissibles comprend significativement une plus grande proportion de francophones comparés à celui de la population du Fichier des naissances chez qui on retrouve plus d'allophones. Sur le plan statistique, on retrouve également une proportion significativement plus élevée de personnes vivant en situation de couple chez les

parents admissibles. Enfin, l'échantillon des admissibles comprend une plus faible proportion de famille dans le quintile matériel le plus défavorisé (quintile 5) que la population du Fichier des naissances.

5.1.5. Comparaisons des participants à l'enquête avec la population du Fichier des naissances de la Montérégie

Pour vérifier si les résultats obtenus dans notre étude pouvaient être généralisés à la population du Fichier des naissances, les participants à l'enquête ont été comparés à l'ensemble de la population du Fichier des naissances selon certaines caractéristiques sociodémographiques (tableau 7). On retrouve une plus grande proportion de francophones chez les participants comparés à la population du Fichier des naissances chez qui on retrouve plus d'allophones. Les mères participantes sont proportionnellement plus scolarisées (scolarité supérieure au secondaire) que l'ensemble de la population du Fichier des naissances et sont significativement plus âgées mais cette différence n'est que de 0,5 années. L'échantillon des parents participants comprend également une proportion significativement plus grande de personnes vivant en situation de couple. Finalement, les parents ayant participé à l'étude semblent être significativement « plus favorisés » quant à la défavorisation sociale et « moins favorisés » en ce qui a trait à la défavorisation matérielle (quintile 1).

Tableau 5: Comparaisons des participants admissibles et des non-participants admissibles¹

Variable	Participants admissibles n ² =2 598		Non-participants admissibles n= 2 026		Valeur de p
	n	% ³	N	%	
Langue parlée à la maison⁴					<0,001
Français	2 115	81,4	1 563	77,2	
Anglais	111	4,3	92	4,5	
Autres	372	14,3	371	18,3	
Scolarité de la mère à la naissance de l'enfant⁴					<0,001
≤Secondaire	297	14,2	379	23,5	
>Secondaire	1 790	85,8	1 234	76,5	
Nombre d'enfants dans la famille⁴					0,121
1 enfant	69	5,3	43	3,9	
≥ 2 enfants	1 240	94,7	1 051	96,1	
Situation de couple à la naissance de l'enfant⁴					<0,001
Vivant en situation de couple	2 030	78,1	1 508	74,4	
Ne vivant pas en situation de couple	91	3,5	133	6,6	
Autres	477	18,4	385	19,0	
Statut socioéconomique⁵					0,629
Quintile matériel					
1 ^{er} quintile (Très favorisé)	554	21,6	394	19,7	
Favorisé à défavorisé (2 ^e -3 ^e -4 ^e)	1 711	66,6	1 370	68,4	
5 ^e quintile (Très défavorisé)	305	11,9	239	11,9	
Quintile social					0,002
1 ^{er} quintile (Très favorisé)	635	24,7	469	23,4	
Favorisé à défavorisé (2 ^e -3 ^e -4 ^e)	1 586	61,7	1 183	59,1	
5 ^e quintile (Très défavorisé)	349	13,6	351	17,5	
Âge de la mère à la naissance de l'enfant⁴ (ans)	29,8 (moyenne)		29,1 (moyenne)		<0,001
	26,6 (quartile1)		25,3 (quartile1)		
	29,5 (médiane)		28,9 (médiane)		
	32,9 (quartile3)		32,6 (quartile3)		

¹ Les comparaisons ont été faites par des tests de khi carré de Pearson pour les proportions et le test de Wilcoxon Mann-Whitney pour les moyennes.

² Le nombre n=2 598 des participants admissibles comprend les participants ayant répondu au questionnaire (n= 2 565 [1 457+1 108]) et les refus explicites (n=33 [18+15]) (voir figure 1).

³ Les pourcentages n'arrivent pas toujours à 100 % à cause des arrondissements.

⁴ Source : Fichier des naissances de la Montérégie. Il y a plusieurs données manquantes dans le Fichier des naissances, ce qui explique que les totaux par variable n'atteignent pas toujours les nombres 2 598 et 2 026 pour plusieurs d'entre elles.

⁵ Le statut socioéconomique a été évalué en utilisant l'indice de défavorisation de Pampalon (Pampalon et al., 2004) basé sur les codes postaux de chaque individu obtenu du Fichier des naissances de la Montérégie/RAMQ. Voir la partie méthodologie section 4.6 pour plus de détails.

Tableau 6: Comparaison des admissibles à l'ensemble de la population du Fichier des naissances de la Montérégie¹

Variable	Parents admissibles (%) ² n ³ =4 624	Population du Fichier des naissances (%) ² N=18 243	Valeur de p
Langue parlée à la maison⁴			
Français	79,5	74,0	<0,001
Anglais	4,4	4,2	
Autres	16,1	21,8	
Scolarité de la mère à la naissance de l'enfant⁴			
≤Secondaire	18,3	18,8	0,465
>Secondaire	81,7	81,2	
Situation de couple à la naissance de l'enfant⁴			
Vivant en situation de couple	76,5	72,0	<0,001
Ne vivant pas en situation de couple	4,8	5,5	
Autres	18,6	22,5	
Nombre d'enfants dans la famille⁴			
1 enfant	4,7	4,6	0,894
≥ 2 enfants	95,3	95,4	
Statut socioéconomique⁵			
Quintile matériel			
1 ^{er} quintile (Très favorisé)	20,7	25,7	<0,001
Favorisé à défavorisé (2 ^e -3 ^e -4 ^e)	67,4	65,0	
5 ^e quintile (Très défavorisé)	1,9	9,4	
Quintile social			
1 ^{er} quintile (Très favorisé)	24,1	24,3	0,344
Favorisé à défavorisé (2 ^e -3 ^e -4 ^e)	61,0	59,7	
5 ^e quintile (Très défavorisé)	15,3	16,0	
Âge de la mère à la naissance de l'enfant⁴	Moyenne=29,5 ans	Moyenne=29,3 ans	0,090

¹Les comparaisons ont été faites par des tests de khi carré de Pearson pour les proportions et le test de Wilcoxon Mann-Whitney pour les moyennes.

²Les pourcentages n'arrivent pas toujours à 100 % à cause des arrondissements.

³Le nombre n=4 624 des parents admissibles comprend les admissibles de la série 1 (n=2 643) et les admissibles de la série 2 (n=1 981) (voir figure 1).

⁴Source : Fichier des naissances de la Montérégie.

⁵Le statut socioéconomique a été évalué en utilisant l'indice de défavorisation de Pampalon (Pampalon et al., 2004) basé sur les codes postaux de chaque individu obtenu du Fichier des naissances de la Montérégie/RAMQ. Voir la partie méthodologie section 4.6 pour plus de détails.

Tableau 7: Comparaison des participants ayant répondu au questionnaire à l'ensemble de la population du Fichier des naissances de la Montérégie¹

Variable	Participants (%) ² n=2 565	Population du Fichier des naissances (%) ² N=18 243	Valeur de p
Langue parlée à la maison³			
Français	81,3	74,0	<0,001
Anglais	4,3	4,2	
Autres	14,4	21,8	
Scolarité de la mère à la naissance de l'enfant³			
≤Secondaire	14,2	18,8	<0,001
>Secondaire	85,8	81,2	
Situation de couple à la naissance de l'enfant³			
Vivant en situation de couple	78,2	72,0	<0,001
Ne vivant pas en situation de couple	3,4	5,5	
Autres	18,4	22,5	
Nombre d'enfants dans la famille³			
1 enfant	4,9	4,6	0,629
≥ 2 enfants	95,1	95,4	
Statut socioéconomique⁴			
Quintile matériel			
1 ^{er} quintile (Très favorisé)	21,4	25,7	<0,001
Favorisé à défavorisé (2 ^e -3 ^e -4 ^e)	66,7	65,0	
5 ^e quintile (Très défavorisé)	11,9	9,3	
Quintile social			
1 ^{er} quintile (Très favorisé)	24,8	24,3	0,031
Favorisé à défavorisé (2 ^e -3 ^e -4 ^e)	61,7	59,7	
5 ^e quintile (Très défavorisé)	13,5	16,0	
Âge de la mère à la naissance de l'enfant³	Moyenne=29,8 ans	Moyenne=29,3 ans	<0,001

¹Les comparaisons ont été faites par des tests de khi carré de Pearson pour les proportions et le test de Wilcoxon Mann-Whitney pour les moyennes.

²Les pourcentages n'arrivent pas toujours à 100 % à cause des arrondissements.

³Source : Fichier des naissances de la Montérégie.

⁴Le statut socioéconomique a été évalué en utilisant l'indice de défavorisation de Pampalon (Pampalon et al., 2004) basé sur les codes postaux de chaque individu obtenu du Fichier des naissances de la Montérégie/RAMQ. Voir la partie méthodologie section 4.6 pour plus de détails.

5.2. VÉRIFICATION DU DOSSIER VACCINAL

Une grande proportion de parents, soit 96 %, avait en main le carnet de vaccination de l'enfant. L'autorisation de consulter le dossier vaccinal de l'enfant chez le vaccinateur a été

fournie par 95 % des parents de la cohorte 2002-03 et 93 % des parents de la cohorte 2004-05. Au total 738 dossiers sur 2 565, soit 29 % de l'échantillon toutes cohortes confondues, étaient incomplets pour leur âge selon les données fournies par les parents. De ce nombre, 669³ (91 %) ont fait l'objet d'une vérification auprès des vaccinateurs désignés par les parents. Il n'a pas été possible de vérifier les autres dossiers incomplets, soit parce que les parents n'avaient pas autorisé une telle vérification (n=50), soit parce que les parents n'ont apposé aucune signature sur le formulaire (n=6) ou parce qu'aucun vaccinateur n'a été désigné par les parents (n=13). Les vaccinateurs nous ont fourni les données vaccinales sur 560 (84 %) dossiers avec l'autorisation des parents.

Parmi les dossiers incomplets, 25 % sont devenus complets après le processus de validation chez les vaccinateurs.

5.3. STATUT VACCINAL GLOBAL DES ENFANTS À 2 ANS

Les résultats (tableau 8) montrent que la proportion d'enfants de 2 ans complètement vaccinés pour : 4 doses du vaccin contre la diphtérie, coqueluche, tétanos, 3 doses du vaccin contre la poliomyélite, 1 dose du vaccin contre les infections à *Haemophilus influenzae* de type b après l'âge de 15 mois, 2 doses du vaccin contre la rougeole, 1 dose du vaccin contre la rubéole et les oreillons et 1 dose du vaccin contre le méningocoque de séro groupe C s'élève à 77 % (IC 95 % : 75 % - 80 %). Seulement 2 % des enfants n'ont jamais été vaccinés parce que la vaccination est refusée par leurs parents.

³ Un dossier a pu faire l'objet de vérification auprès de plus d'un vaccinateur.

5.3.1. Couverture vaccinale par territoire de CLSC

Le tableau 8 montre les couvertures vaccinales des enfants de la cohorte 2002-03 selon les secteurs correspondant aux 19 territoires de CLSC de la Montérégie. Dans tous les territoires de CLSC, 72 % et plus des enfants ont un statut vaccinal complet (72 % à 95 %) à l'exception du territoire de CLSC Longueuil-Ouest où le statut vaccinal est complet pour 62 % des enfants. La couverture vaccinale la plus élevée est observée dans le territoire de CLSC Huntingdon (95 %). Aucune différence statistiquement significative n'a été décelée entre les territoires de CLSC ($p=0,072$, test du khi carré de Pearson). Ces différences demeurent non significatives même lorsqu'on considère les poids des différents CLSC par des analyses pondérées ($p=0,402$, test du khi carré de Rao-Scott).

Tableau 8: Couverture vaccinale à 2 ans des enfants de la cohorte 2002-03 de la Montérégie selon les secteurs correspondant aux territoires de CLSC et pour l'ensemble du territoire

Territoires de CLSC	N population	n total d'enfants participants	n avec statut vaccinal complet	CV (%)	Intervalle de confiance à 95 %	Précision obtenue (%)
Saint-Hubert	642	78	58	74,4	64,6-84,1	9,8
Samuel-de-Champlain	808	101	73	72,3	63,6-81,0	8,7
Champagnat-de-la-Vallée-des-Forts	890	100	77	77,0	68,7-85,3	8,3
Du Richelieu	455	73	59	80,8	71,8-89,8	9,0
Huntingdon	136	42	40	95,2	88,6-100	5,7
De la Haute-Yamaska	757	60	45	75,0	63,6-86,4	11,4
Jardin du Québec	185	58	47	81,0	71,7-90,3	9,3
Châteauguay	504	62	49	79,0	68,7-89,4	10,4
Kateri	932	56	47	83,9	73,6-94,2	10,3
Simone-Monet-Chartrand	540	72	58	80,6	71,3-89,8	9,3
Longueuil-Ouest	458	71	44	62,0	50,8-73,1	11,2
Des Seigneuries	1 061	72	57	79,2	69,4-89,0	9,8
La Pommeraie	386	56	49	87,5	78,5-96,5	9,0
Des Patriotes	843	55	44	80,0	68,8-91,2	11,2
Des Maskoutains	729	62	49	79,0	68,5-89,6	10,6
De La MRC d'Acton	109	39	32	82,1	71,0-93,1	11,1
Du Havre	289	68	51	75,0	65,2-84,8	9,8
Seigneurie-de-Beauharnois	354	50	40	80,0	68,6-91,4	11,4
La Presqu'île	1 092	92	69	75,0	65,9-84,1	9,1
Total	11 170	1 267	988	77,2 ³	74,7-79,8 ³	2,6
Valeur de p ¹ (p ²)	0,072 (0,402)					

p¹ : les comparaisons ont été faites par un test du khi carré de Pearson.

p² : les comparaisons ont été faites par un test du khi carré de Rao-Scott pour tenir compte de la stratification.

³ Estimation qui tient compte de la stratification.

5.3.2. Couverture vaccinale par territoire de CSSS

Selon les territoires de CSSS (tableau 9), les couvertures vaccinales varient de 73 % à 95 %. La couverture vaccinale la plus faible est observée dans le territoire CSSS de Champlain et la plus élevée dans le territoire de CSSS du Haut-Saint-Laurent. Il n'y a pas de différences significatives entre les territoires de CSSS pour leur couverture vaccinale ($p=0,064$, test du khi carré de Pearson et $p=0,456$, test du khi carré de Rao-Scott).

Tableau 9: Couverture vaccinale à 2 ans des enfants de la cohorte 2002-03 de la Montérégie selon les secteurs correspondant aux territoires de CSSS

Territoires de CSSS	n total d'enfants participants	n avec statut vaccinal complet	CV (%)	Intervalle de confiance à 95 %
Champlain	179	131	73,1	66,5-79,7
Haut-Richelieu / Rouville	173	136	78,0	71,4-84,6
Du Haut-Saint-Laurent	42	40	95,2	88,5-100,0
De la Haute-Yamaska	60	45	75,0	63,7-86,3
Jardin-Roussillon	176	143	82,0	75,3-89,0
Pierre-Boucher	215	159	75,7	69,7-81,8
La Pommeraie	56	49	87,5	78,6-96,4
Richelieu-Yamaska	156	125	79,6	72,5-86,8
Sorel-Tracy	68	51	75,0	64,4-85,6
Du Suroît	50	40	80,0	68,5-91,5
Vaudreuil-Soulanges	92	69	75,0	66,0-84,0
Total	1 267	988	77,2	74,7-79,8 ³
Valeur de p^1 (p^2)	0,064 (0,456)			

¹ : les comparaisons ont été faites par un test du khi carré de Pearson.

² : les comparaisons ont été faites par un test du khi carré de Rao-Scott pour tenir compte de la stratification.

³ Estimation qui tient compte de la stratification.

5.4. FACTEURS ASSOCIÉS AU STATUT VACCINAL DE L'ENFANT

5.4.1. Analyse bivariée

Parmi les caractéristiques sociodémographiques étudiées, une seule est associée au statut vaccinal (tableau 10). En effet, les proportions d'enfants avec statut vaccinal ne varient pas selon l'âge du père et de la mère, le nombre d'enfants dans la famille, le statut marital, le niveau de scolarité ou le poids de l'enfant à la naissance. Une plus forte proportion d'enfants a un statut vaccinal complet parmi les premiers nés de la famille ($p=0,037$, test du khi carré de Pearson). Mais, cette différence de proportion n'est plus statistiquement significative lorsqu'on considère le poids de chaque territoire de CLSC par des analyses qui tiennent compte de la stratification ($p=0,124$, test du khi carré de Rao-Scott).

En ce qui concerne l'indice de défavorisation des enfants de la cohorte 2002-03, on n'observe pas de différences significatives entre les proportions d'enfants avec statut vaccinal complet selon les quintiles des indices de défavorisation matérielle ou sociale (tableau 11).

Tableau 10: Statut vaccinal selon les caractéristiques sociodémographiques des enfants de la cohorte 2002-03 (Analyse bivariée)

Caractéristiques sociodémographiques	n total d'enfants	n avec statut vaccinal complet	Proportion statut complet (%)	Valeur de p ¹ (p ²)
Âge du père	1 237			
≤29 ans	162	132	81,5	0,211 (0,245)
30-39 ans	814	652	80,1	
40 ans et plus	261	197	75,5	
Âge de la mère	1 241			
≤29 ans	304	249	81,9	0,428 (0,849)
30-39 ans	828	650	78,5	
40 ans et plus	109	85	78,0	
Scolarité du père	1 216			
≤Secondaire	536	417	77,8	0,446 (0,608)
Cégep	337	268	79,5	
Universitaire	343	279	81,3	
Scolarité de la mère	1 223			
≤Secondaire	365	287	78,6	0,325 (0,445)
Cégep	403	329	81,6	
Universitaire	455	353	77,6	
Statut marital	1 238			
Avec conjoint	1 145	909	79,4	0,653 (0,718)
Sans conjoint	93	72	77,4	
Nombre d'enfants dans la famille	1 240			
1 enfant	269	218	81,0	0,526 (0,613)
2 enfants	700	556	79,4	
3 enfants et plus	271	209	77,1	
Rang de l'enfant dans la fratrie	1 229			
1 ^{er}	616	504	81,8	0,037 (0,124)
≥2 ^e	613	472	77,0	
Poids de l'enfant à la naissance	1 255			
≥2 500g	1 215	947	77,9	0,947 (0,468)
< 2 500g	40	31	77,5	

p¹ : les comparaisons ont été faites par un test du khi carré de Pearson.p² : les comparaisons ont été faites par un test du khi carré de Rao-Scott pour tenir compte de la stratification.

Tableau 11: Statut vaccinal selon les indices de défavorisation des enfants de la cohorte 2002-03 (Analyse bivariée)

Indices de défavorisation	n total d'enfants	n avec statut vaccinal complet	Proportion statut complet (%)	Valeur de p ¹ (p ²)
Indice de défavorisation matérielle	1 261			
1 ^{er} quintile (Très favorisé)	269	205	76,2	0,750 (0,725)
2 ^e quintile	330	265	80,3	
3 ^e quintile	284	217	76,4	
4 ^e quintile	251	196	78,1	
5 ^e quintile (Très défavorisé)	127	99	78,0	
Indice de défavorisation sociale	1 261			
1 ^{er} quintile (Très favorisé)	352	276	78,4	0,534 (0,846)
2 ^e quintile	310	248	80,0	
3 ^e quintile	290	226	77,9	
4 ^e quintile	182	140	76,9	
5 ^e quintile (Très défavorisé)	127	92	72,4	

p¹ : les comparaisons ont été faites par un test du khi carré de Pearson.

p² : les comparaisons ont été faites par un test du khi carré de Rao-Scott pour tenir compte de la stratification.

5.4.2. Analyse multivariée

Après une analyse multivariée de régression logistique non ajustée pour la stratification, le rang de l'enfant dans la fratrie demeure la seule variable associée de manière significative à 0,05 au statut vaccinal de l'enfant. Les chances d'un enfant d'avoir un statut vaccinal incomplet sont 1,34 fois plus grandes lorsqu'il n'est pas le premier dans la fratrie (tableau 12). Cependant, d'autres analyses de régression logistique avec une stratégie de type "stepwise" avec un seuil de signification à 0,1, montrent que l'indice de défavorisation sociale (5^e quintile) pourrait également être associé au statut vaccinal incomplet.

Tableau 12: Facteurs associés au statut vaccinal incomplet des enfants de la cohorte 2002-03 (Analyse multivariée)

Facteurs sociodémographiques	RC ajusté (IC 95 %)	
	$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$
Rang de l'enfant dans la fratrie		
1 ^{er}	1	1
2 ^e et plus	1,34 (1,02-1,77)	1,36 (1,03-1,80)
Indice de défavorisation sociale		
1 ^{er} , 2 ^e , 3 ^e , 4 ^e quintiles	-	1
Très défavorisé (quintile 5)	-	1,47 (0,94-2,27)

5.5. IMPACT DE L'AJOUT DES NOUVEAUX VACCINS SUR LE RESPECT DU CALENDRIER

5.5.1. Observance au calendrier de vaccination

L'impact de l'ajout des nouveaux vaccins sur le respect du calendrier vaccinal a été évalué en comparant la cohorte 2002-03 (ancien calendrier) à la cohorte 2004-05 (nouveau calendrier) par le concept d'observance (âge à l'administration du vaccin).

Les résultats (tableau 13) montrent que l'administration de la deuxième et la troisième dose des vaccins DCaT-P-Hib est significativement plus tardive chez les enfants de la cohorte 2004-05 comparativement aux enfants de la cohorte 2002-03. Ce retard peut s'illustrer à l'aide de l'écart au moment où 50 % de la cohorte est vaccinée (médiane de l'âge à l'administration). Cet écart entre les deux médianes devient alors une mesure descriptive du retard d'une cohorte par rapport à l'autre : il est de 2 jours pour le 2^e vaccin ($p=0,013$, test Log-Rank) et de 4 jours pour le 3^e vaccin ($p<0,001$, test Log-Rank). La figure 2 présente la proportion d'enfants vaccinés pour chaque cohorte et chaque dose de vaccin DCaT-P-Hib en fonction de l'âge à l'administration.

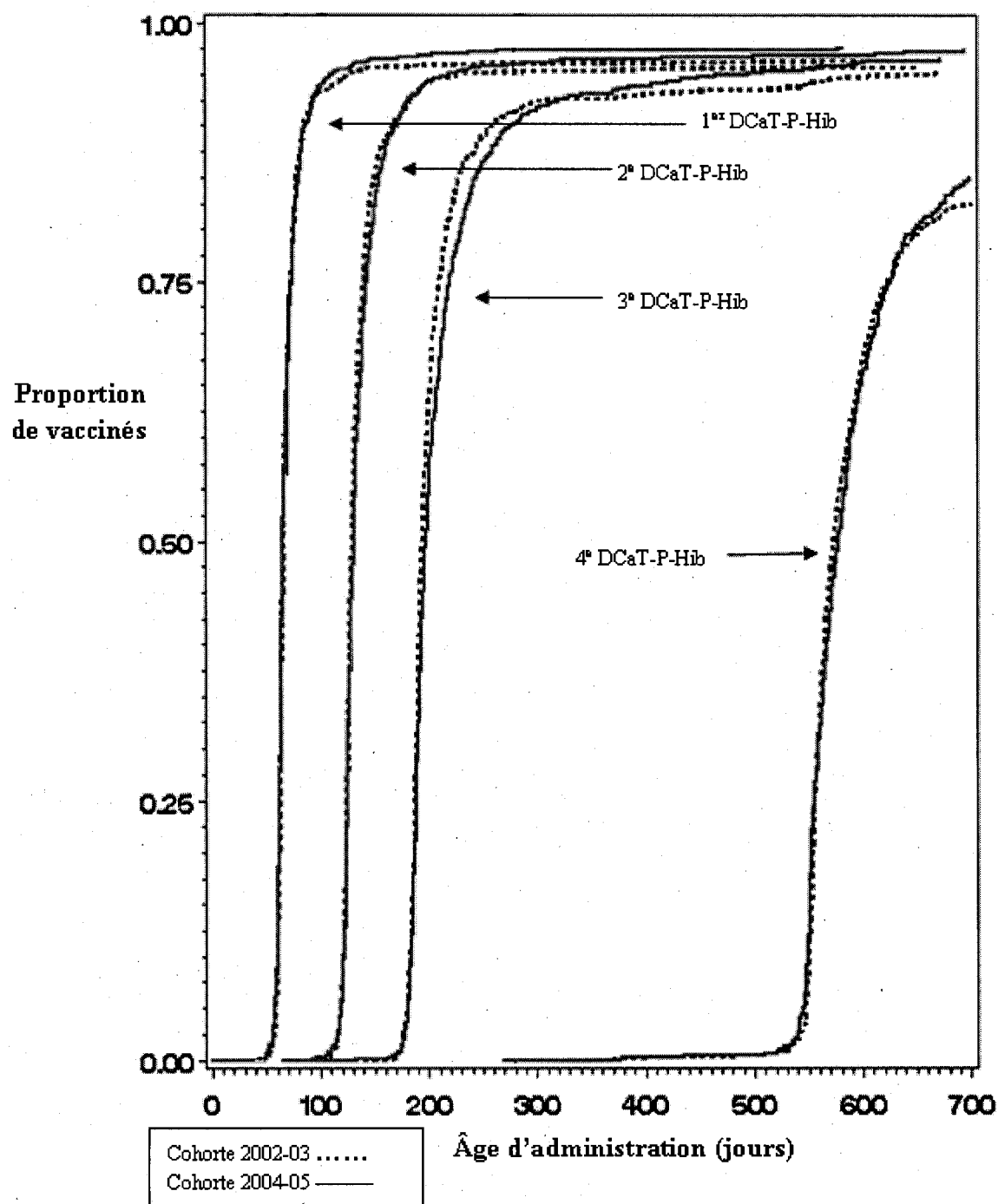
Bien que la cohorte la plus jeune semble avoir un léger retard à la médiane, il est possible d'observer sur la figure 2 une tendance pour la cohorte 2004-05 à atteindre une proportion de vaccinés un peu plus élevée plus on avance dans le temps.

Tableau 13: Écart (en jours) dans la réception des vaccins des enfants de la cohorte 2004-05 par rapport à ceux de la cohorte 2002-03 selon le vaccin

Vaccins	Médianes de l'âge (jours) au moment de la vaccination		Écart entre les cohortes (jours)	Valeur de p^1 (p^2)
	Cohorte 2002-03 n=1 267	Cohorte 2004-05 n=1 298		
DCaT-P-Hib 1	64,2	65,5	1	0,353 (0,107)
DCaT-P-Hib 2	128,6	130,4	2	0,013 (0,030)
DCaT-P-Hib 3	193,9	197,6	4	<0,001 (<0,001)
DCaT-P-Hib 4	572,8	577,9	5	0,653 (0,777)
RRO 1	379,6	381,0	1	0,683 (0,234)
RRO 2	575,3	579,4	4	0,846 (0,229)

« p^1 » du test Log-Rank de l'approche de Kaplan-Meier et « p^2 » de la régression de Cox.

Figure 2: Proportion d'enfants vaccinés de la cohorte 2004-05 comparés à ceux de la cohorte 2002-03 en fonction de l'âge d'administration des 4 doses du vaccin DCaT-P-Hib



5.5.2. Opinion des parents sur les injections multiples

Globalement, la majorité des parents reconnaissent l'importance de respecter les recommandations en matière de vaccination (tableau 14). En effet, plus des 85 % des parents des deux cohortes sont en accord avec l'énoncé « Il est préférable que mon enfant reçoive ses vaccins à l'âge recommandé même si cela implique deux injections ou plus lors d'une même visite ». C'est toujours une grande proportion (73 %) qui estime qu'il y a des risques à retarder certains vaccins.

Un peu plus de 65 % des parents, pensent qu'il est avantageux d'administrer les vaccins en même temps lorsque c'est recommandé. Les deux tiers (65 % et 67 %) sont en désaccord avec l'énoncé « Si on donne plusieurs piqûres au cours d'une même visite, la douleur de mon enfant sera plus difficile à soulager ».

On retrouve aussi une proportion importante des parents (60 % et 61 %) qui s'accordent à l'idée d'une augmentation du risque d'effets secondaires lorsque plusieurs vaccins sont administrés lors d'une même visite.

Par rapport à la question relative au nombre de piqûres jugés acceptables par les parents en une seule visite, les deux cohortes se distinguent de façon statistiquement significative. En effet, on note que plus de la moitié des parents de la cohorte 2002-03 sont en faveur de 1 à 2 injections par visite (figure 3) tandis que seulement 40 % des parents de la cohorte 2004-05 sont de cet avis (khi carré de Pearson=67,3, $p<0,001$).

L'opinion des parents varie selon le nombre de piqûres qu'ils jugent acceptable (tableau 15). En effet, une corrélation significative ($p<0,01$) a été mise en évidence entre le nombre de

piqûres jugés acceptables par les parents (de 1 à 5 piqûres) et le degré d'accord évalué par : *très en accord*, *plutôt en accord*, *plutôt en désaccord* et *très en désaccord* des parents quant aux énoncés sur les injections multiples étudiés. À l'énoncé « Il est préférable que mon enfant reçoive ses vaccins à l'âge recommandé, même si cela implique deux injections ou plus lors d'une même visite », plus le parent est en désaccord avec l'énoncé, moins élevé est le nombre de piqûres qu'il juge acceptable (corrélation = -0,338). À l'énoncé « Il y a des risques pour la santé de mon enfant de retarder certains vaccins », cette corrélation est de -0,150 et de -0,306, à l'énoncé « Il est avantageux pour les parents de faire donner plusieurs vaccins lors d'une même visite lorsque c'est recommandé ». Tandis que plus le parent est en désaccord avec l'énoncé « Lorsqu'on donne plusieurs vaccins au cours d'une même visite, le risque d'effets secondaires est plus grand », plus élevé est le nombre de piqûre qu'il juge acceptable (corrélation = 0,171) et de 0,218 à l'énoncé « Si on donne plusieurs piqûres au cours d'une même visite, la douleur de mon enfant sera plus difficile à soulager ».

Tableau 14: Opinions sur les injections multiples des parents participants

Énoncé ¹	En accord n (%)		En désaccord n (%)	
	Cohorte 2002-03	Cohorte 2004-05	Cohorte 2002-03	Cohorte 2004-05
1. Il est préférable que mon enfant reçoive ses vaccins à l'âge recommandé, même si cela implique deux injections ou plus lors d'une même visite. (n=2 449)	1 026 (85,3)	1 092 (87,6)	177 (14,7)	154 (12,4)
2. Il y a des risques pour la santé de mon enfant de retarder certains vaccins. (n=2 188)	786 (73,2)	817 (73,3)	288 (26,8)	297 (26,7)
3. Lorsqu'on donne plusieurs vaccins au cours d'une même visite, le risque d'effets secondaires est plus grand. (n=2 099)	616 (60,2)	655 (60,9)	407 (39,8)	421 (39,1)
4. Si on donne plusieurs piqûres au cours d'une même visite, la douleur de mon enfant sera plus difficile à soulager. (n=2 344)	407 (35,4)	397 (33,2)	743 (64,6)	797 (66,8)
5. Il est avantageux pour les parents (économie de temps et d'argent) de faire donner plusieurs vaccins lors d'une même visite lorsque c'est recommandé. (n=2 409)	767 (65,0)	827 (67,3)	413 (35,0)	402 (32,7)

¹Pour chaque énoncé, les résultats sont présentés pour les répondants seulement.

Figure 3 : Proportion de parents de la cohorte 2002-03 (n=1 226) et ceux de la cohorte 2004-05 (n=1 273) selon le nombre d'injections jugé acceptable

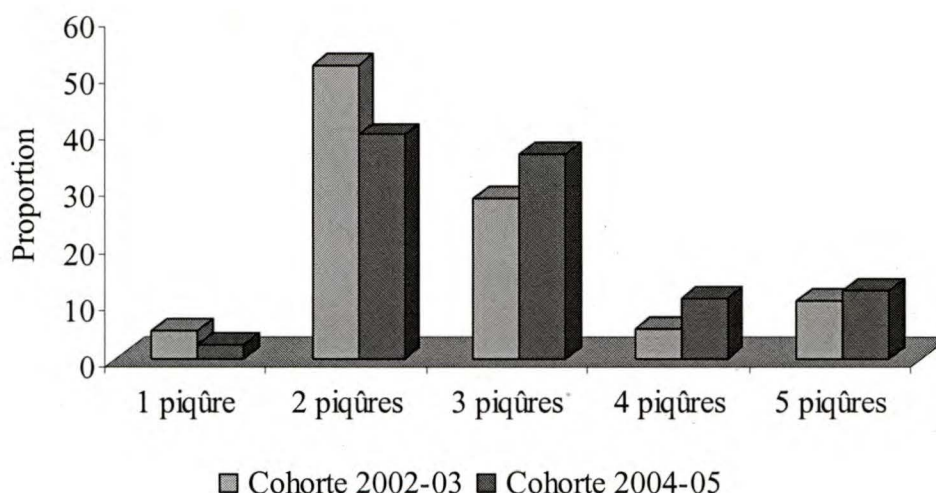


Tableau 15: Corrélation des rangs de Kendall entre les opinions sur les injections multiples et le nombre d'injections jugé acceptable par les parents.

Opinions sur les injections multiples évaluées sur l'échelle de <i>très en accord à très en désaccord</i> Énoncé	Tau-B de Kendall ¹
1. Il est préférable que mon enfant reçoive ses vaccins à l'âge recommandé, même si cela implique deux injections ou plus lors d'une même visite. (n=2 449)	-0,338§
2. Il y a des risques pour la santé de mon enfant de retarder certains vaccins. (n=2 188)	-0,150§
3. Lorsqu'on donne plusieurs vaccins au cours d'une même visite, le risque d'effets secondaires est plus grand. (n=2 099)	0,171§
4. Si on donne plusieurs piqûres au cours d'une même visite, la douleur de mon enfant sera plus difficile à soulager. (n=2 344)	0,218§
5. Il est avantageux pour les parents (économie de temps et d'argent) de faire donner plusieurs vaccins lors d'une même visite lorsque c'est recommandé. (n=2 409)	-0,306§

¹Coefficient de corrélation Tau-B de Kendall.

§La corrélation est statistiquement significative ($p < 0,01$).

Toujours concernant les injections multiples, les résultats montrent que seulement 9 % des parents des enfants de la cohorte 2002-03 et 14 % des parents de la cohorte 2004-05 affirment être encouragés par leur vaccinateur à diminuer le nombre de piqûres au cours d'une même visite.

5.6. COMMENTAIRES DES PARENTS

Un total de 940 parents ont émis des commentaires sur le questionnaire retourné. Ils concernent les injections multiples (326), la vaccination en général et des remarques sur l'étude elle-même (614).

Un grand nombre de parents se dit en désaccord avec les injections multiples. Des parents se questionnent sur les risques associés à cette pratique. Ils semblent préoccupés par la sécurité, l'efficacité des vaccins ainsi que les effets secondaires et leur impact sur l'enfant à long terme. Certains parents se demandent si les injections multiples n'augmentent pas les effets secondaires, d'autres se demandent si autant de vaccins ne surchargent ou n'affaiblissent le système immunitaire des enfants. Des parents s'interrogent sur la façon de déterminer quel est le vaccin responsable d'effets secondaires suite à de multiples injections. Certains se questionnent sur le lien entre cette pratique et certains troubles envahissants du développement (le plus souvent autisme) et veulent avoir des preuves scientifiques infirmant tout lien.

Plusieurs parents trouvent exagéré 5 piqûres lors d'une même visite pour les enfants. Tandis que certains se questionnent sur les sites d'injections (répartition des piqûres) d'autres se demandent pourquoi ne pas combiner les vaccins afin de réduire le nombre de piqûres. Des

parents précisent à nouveau le nombre de piqûres qui leur semble acceptable par visite (le plus souvent 2 ou 3) en affirmant préférer plutôt ajouter des visites chez le vaccinateur. Plusieurs parents soulèvent la question de l'effet psychologique et le traumatisme des injections multiples au delà de ces nombres, certains expriment le manque de coopération de l'enfant et la difficulté à le contenir. D'autres disent vouloir éviter à l'enfant la peur du médecin ou lui limiter la douleur. Certains pensent que cette pratique est une façon pour le gouvernement d'économiser temps et argent. Quelques parents trouvent qu'il y a beaucoup trop de vaccins et se questionnent sur la nécessité de certains (vaccins contre la varicelle et la grippe les plus souvent rapportés) qu'ils trouvent peu efficaces tandis que d'autres pensent que la vaccination doit demeurer le choix du parent. Des parents disent refuser la vaccination suite à une mauvaise expérience avec leurs enfants. Quelques parents demandent si des études sont faites spécifiquement sur les injections multiples. Finalement seulement quelques parents ont dit être en accord avec les injections multiples.

Parmi les autres commentaires exprimés, on trouve des appréciations favorables à la vaccination. Des parents reconnaissent les bienfaits de la vaccination et soulignent son importance. Cependant, certains estiment qu'il y a un manque de sensibilisation sur l'importance de la vaccination en général et sur les conséquences de ne pas vacciner les enfants ou de retarder les vaccins. Des parents déplorent le manque d'information sur les effets secondaires et l'efficacité des vaccins et des injections multiples, les risques associés à la vaccination, la composition des vaccins et les bienfaits de la vaccination. Quelques parents disent ne pas avoir assez de connaissance pour prendre des décisions éclairées. Certains par contre disent faire confiance au système gouvernemental et aux recommandations de leur médecin et infirmières.

Des parents ont exprimé leur appréciation du travail fait par les infirmières de leur CLSC. Cependant certains se plaignent de l'incohérence des propos des intervenants et suggèrent de les encourager à véhiculer le même message. Plusieurs parents disent avoir de la difficulté à obtenir les rendez-vous de vaccination à temps et certains accusent les établissements de santé du retard de leur enfant au respect du calendrier.

Beaucoup d'autres commentaires exprimés visaient à contester certaines questions du questionnaire (surtout les questions 5 et 7) ou à confirmer le nombre de piqûres acceptables pour eux. En effet, des parents trouvent déplorables qu'une des raisons invoquées à la question 5 du questionnaire pour la pratique des injections multiples soit l'économie de temps et d'argent. Pour eux, seul le bien-être de l'enfant compte. Certains par contre disent avoir de la difficulté à comprendre que les injections multiples n'augmentent pas le nombre ou la gravité des effets secondaires tel que suggéré dans l'énoncé de la question 7 du questionnaire. Plusieurs parents ont posé des questions précises auxquelles ils aimeraient des réponses. Dans le cas des questions urgentes, les parents ont reçu les réponses à leurs questions. Pour les autres, les parents seront contactés par écrit à la fin de l'étude. Parmi les autres commentaires, des parents ont tenu à mentionner les problèmes de santé de leur enfant (autisme, syndrome de Leigh, de Di George, leucémie, allergie, etc.) ou mentionner les vaccins reçus par l'enfant concerné ou un autre enfant. Quelques parents déplorent les frais de certains vaccins et demandent de les obtenir gratuitement. D'autres apprécient la gratuité des vaccins. Enfin, des parents se disent réjouis que l'on tienne compte de leur opinion sur ce sujet.

Concernant l'étude elle-même, quelques parents ont indiqué avoir aimé la clarté et la simplicité du questionnaire, cependant certains ont dit trouver superflu certaines questions

du questionnaire (scolarité, âge) et d'autres se sont plaint de ne pouvoir lire les écritures des vaccinateurs sur le carnet de vaccination. Quelques parents trouvent intéressante cette étude, d'autres souhaitent bonne chance à l'équipe et les félicitent pour sa réalisation et finalement certains remercient les chercheurs de se préoccuper de la santé de leurs enfants. Des parents semblent préoccupés par la confidentialité des données et insistent sur le fait que les documents utilisés soient détruits à la fin de l'étude. Plusieurs parents souhaitent recevoir les conclusions de l'étude, ce qui sera fait, et beaucoup se sont excusés d'avoir retourné le questionnaire en retard. Les autres commentaires formulés concernent des remarques sur certains aspects de l'étude (demandent plus de détails sur les objectifs de l'étude, préférence d'un questionnaire en anglais, questionnaire posté trop près du temps des Fêtes, ne veulent plus recevoir de questionnaire, etc.).

6. DISCUSSION

Cette étude a permis d'estimer la couverture vaccinale des enfants de la Montérégie nés entre le 1^{er} mai 2002 et le 30 avril 2003 et d'identifier les facteurs sociodémographiques associés à une faible vaccination. L'impact de l'ajout des nouveaux vaccins sur le respect du calendrier et l'opinion des parents a également été exploré. Dans cette partie du mémoire, nous allons tout d'abord revenir sur chaque objectif et ceux-ci seront analysés en fonction des résultats obtenus. Ensuite, les limites et forces de l'étude seront discutées. Enfin, quelques recommandations découlant de l'étude seront énoncées.

6.1. TAUX DE PARTICIPATION

Pour réaliser cette étude, deux enquêtes ont été effectuées. Une première enquête (série 1) a été effectuée à l'automne 2005 - hiver 2006 auprès des parents pour lesquels l'adresse obtenue du Fichier des naissances de la Montérégie a pu être validée par le processus du bottin électronique Canada 411 et une deuxième enquête (série 2) a été réalisée à l'automne 2006 effectuée auprès des parents dont l'adresse a été validée par la RAMQ.

L'enquête effectuée avec les adresses obtenues du Fichier des naissances et validées par Canada 411 donne un taux de réponse presque équivalent à celle réalisée avec les adresses obtenues par la RAMQ (56 % vs 57 % respectivement) et ce, malgré le délai d'un an encouru entre les deux enquêtes. Dans les deux cas, les taux de réponse obtenus étaient faibles en comparaison à celui de l'étude québécoise sur les coûts associés à la varicelle effectuée auprès des familles ayant des enfants âgés de 6 mois à 12 ans (taux de réponse

obtenu de 65 %) (De Wals et al., 1999) et à celui de l'étude sur du matériel de promotion de la vaccination en Montérégie (taux de réponse obtenu de 63 %) (St-Amour et al., 2004). Toutefois, le taux de réponse obtenu dans la présente étude est comparable à celui de l'enquête postale réalisée au Québec auprès des parents d'enfants âgés de 24 à 28 mois (taux de réponse obtenu de 54 %) (Boulianne et al., 2000) et à celui obtenu dans une autre étude récente de Boulianne et al. (2007) effectuée auprès d'une cohorte d'enfants du Québec (taux de réponse obtenu de 56 % à l'approche postale et ses rappels postaux). Il est, par ailleurs, supérieur à celui obtenu dans une étude montréalaise (Valiquette et al., 1998) effectuée auprès d'un échantillon aléatoire de 4 000 enfants âgés de 24 à 30 mois (taux de réponse obtenu de 33 % à l'approche postale).

La taille d'échantillon finale de la cohorte 2002-03 qui a servi à l'évaluation de la couverture vaccinale a été plus grande que celle prévue ($n=1\,267$ vs $n=1\,212$) notamment à cause des ajustements de l'échantillon de la série 2 qui furent basés sur le taux de réponse obtenu dans la série 1 (figure 1). Cependant, le nombre de sujets obtenu dans chaque territoire de CLSC n'est pas reparti également (un plus petit nombre qu'attendu dans certains CLSC et un nombre plus grand qu'attendu dans d'autres) (voir annexe 10). La précision de 10 % dans l'intervalle de confiance de la couverture vaccinale désirée par territoire de CLSC a été atteinte dans 8 territoires de CLSC sur un total de 19 (tableau 8). Malgré tout, nous avons atteint globalement la précision désirée pour la Montérégie.

En ce qui concerne le taux de non-réponse partiel à chacune des questions, il a été généralement inférieur à 5 % si on exclut toutefois la question où les parents devaient cocher selon la situation : « j'ai en main le carnet », « je n'ai pas ce carnet de vaccination » et « je refuse la vaccination pour mon enfant », qui a entraîné un taux de non-réponse partiel de

près de 11 %. La proportion de réponses manquantes ou invalides se situe entre 2,2 % et 4,8 % pour les questions sur les injections multiples, entre 1,1 % et 2,5 % pour les questions portant sur les caractéristiques sociodémographiques et 3,8 % pour la section « autorisation de consulter le dossier médical ». Ce faible taux de non-réponse aux questions laisse supposer une certaine clarté des questions malgré qu'aucune évaluation des qualités métrologiques du questionnaire n'ait été effectuée hormis celles décrites à la section 4.2.

L'emploi du Fichier de la RAMQ semble présenter plus d'avantages que le Fichier des naissances. En effet, malgré que les données de ce dernier soient plus rapidement accessibles, elles comportent des erreurs et une proportion importante de mauvaises adresses dû aux déménagements, proportion qui augmente avec l'âge de l'enfant. Pour une recherche, une solution intéressante pour remédier à cette problématique serait de valider les adresses par la procédure du bottin électronique Canada 411 comme nous l'avons fait, cependant, cette méthode requiert beaucoup de minutie et d'énergie lorsqu'il s'agit de gros échantillon comme c'était le cas dans notre étude ($n=4\,642$). De plus, dans le Fichier des naissances, le nom de l'enfant n'est évidemment pas indiqué, par conséquent, dans les correspondances adressées aux parents l'enfant était identifié par sa date de naissance. Cela a certainement dû entraîner une certaine confusion puisque quelques parents nous ont fourni des renseignements inutilisables en répondant pour d'autres enfants de la famille non sélectionnés à l'étude.

Le Fichier de la RAMQ, valide pour l'adresse actuelle dans une proportion de 97 %⁴, semble plus approprié pour l'évaluation de la couverture vaccinale malgré les longs délais encourus pour obtenir l'autorisation de la Commission d'accès à l'information (environ 5 mois) et les frais à déboursier à la RAMQ.

6.2. COUVERTURE VACCINALE ET SES DÉTERMINANTS

6.2.1. Couverture vaccinale à 2 ans

La couverture vaccinale à 2 ans obtenue en Montérégie s'élève à 77 % (75 %-80 %). Le pourcentage d'enfants jamais vaccinés est seulement de 2 % et se compare aux pourcentages trouvés dans d'autres études québécoises (Boulianne et al., 2007; Hudson et al., 2004; Valiquette et al., 1998).

En tenant compte des intervalles de confiance, il ressort que la couverture vaccinale est restée inchangée par rapport à celle obtenue dans les deux dernières études montréalaises. En effet, dans la première étude (Guay et al., 2005), c'est une proportion de 74 % (65 %-84 %) des enfants qui ont un statut vaccinal complet à 2 ans tandis que les résultats préliminaires de la deuxième étude (Guay et al., en rédaction) ont montré que la proportion d'enfants ayant une couverture vaccinale complète s'élevait à 77 % (71 %-81 %).

La couverture vaccinale à 2 ans que nous avons estimée est comparable à celle observée dans une récente étude québécoise (Boulianne et al., 2007) où le nombre de dose d'antigènes

⁴ Comme 2 071 questionnaires de la RAMQ (série 2) ont fait l'objet de l'envoi initial aux parents et que 59 questionnaires nous ont été retournés pour mauvaises adresses, il y a donc 97 % d'adresses exactes (figure 1).

considéré pour le calcul du statut vaccinal complet était le même dans notre enquête. En effet, dans cette étude, c'est une proportion de 80 % (76 %-84 %) d'enfants québécois qui a reçu tous les vaccins recommandés à l'âge de 2 ans.

Aux États-Unis, la dernière enquête du « National Immunization Survey » (NIS) estimait à 77 % ($\pm 1,0$) la proportion d'enfants américains âgés de 19 à 35 mois qui avaient reçu leur série vaccinale recommandée (CDC, 2007). Cependant, il faut noter que les critères d'évaluation utilisés ne sont pas les mêmes que ceux utilisés dans notre étude.

Ces résultats de couvertures vaccinales sont bien loin de l'objectif de 95 % fixé par le Programme national de santé publique 2003-2012 (MSSS, 2003a). Avec l'introduction récente de plusieurs nouveaux vaccins au calendrier et les retards de vaccination au Québec confirmés par la Table de coordination nationale en santé publique (TCNSP) (D'Aragon, Fradette, Francoeur, Pichette et Toulouse, 2006), cet objectif sera probablement plus difficile à atteindre.

6.2.2. Facteurs sociodémographiques

Cette enquête, comme d'autres études américaines (Bobo et al., 1993; Brenner et al., 2001; Guendelman et al., 1995; Schaffer et Szilagyi, 1995) et québécoises (Boulianne et al., 2007; Valiquette et al., 1998), montre qu'un enfant ayant des frères et sœurs plus âgés est plus à risque d'avoir un statut vaccinal incomplet. Cependant, aucune association n'a été retrouvée avec le jeune âge de la mère, la faible scolarité de la mère, la monoparentalité, la grande taille de la famille, le petits poids à la naissance et le faible niveau socioéconomique pour l'indice de défavorisation matériel, facteurs pourtant retracés dans la littérature comme associés au statut vaccinal incomplet de l'enfant (annexe 1). Cela est peut être dû à la faible

représentation des facteurs de risque dans notre échantillon qui a servi à l'évaluation de la couverture vaccinale qui ne comprend que 8 % de familles monoparentales, 29 % de mères peu scolarisées (scolarité \leq secondaire) et 25 % des mères âgées de moins de 30 ans. Aucune mère n'est âgée de moins de 20 ans dans cet échantillon. Une plus faible représentation d'un facteur de risque a un impact direct de diminuer la puissance à détecter une association avec le statut vaccinal de l'enfant.

Quant aux barrières liées au niveau socioéconomique, il faut se rappeler que la majorité des études qui ont identifié ce facteur de risque ont eu lieu aux États-Unis où le système de santé est grandement différent de celui qui existe ici. Au Québec, trois études ont exploré l'association entre la défavorisation et le statut vaccinal. La première, l'étude montréalaise de Baumgarten et al. (1986), une enquête postale entreprise dans la région de Montréal-Métropolitain, n'a pas trouvé de différence significative dans les proportions de couverture vaccinale selon le statut socioéconomique. La seconde étude (Valiquette et al., 1998), une enquête postale et téléphonique réalisée dans la région de Montréal-centre a noté une association linéaire statistiquement significative entre le statut vaccinal et le revenu, mais a conclu que cet effet disparaît lorsqu'on contrôle pour d'autres variables. Par contre un revenu inférieur à 20 000 \$ est clairement un facteur de risque pour la réception tardive de la 1^{ère} et de la 4^e dose de DCT dans cette étude. Finalement, la dernière étude (Boulianne et al., 2007), une enquête postale combinée à une enquête téléphonique réalisée à l'échelle de la province, a montré que l'indice de défavorisation matérielle (5^e quintile) était significativement associé à une moins bonne couverture vaccinale mais seulement chez une des 2 cohortes d'enfants québécois à l'étude, soit celle des enfants plus jeunes, la cohorte d'un an.

Dans notre étude, c'est plutôt l'indice de défavorisation sociale (5^e quintile) qui pourrait être associé à un statut vaccinal incomplet (à l'analyse multivariée au seuil $\alpha=0,1$). Aucune association significative n'a été décelée entre la défavorisation matérielle et le statut vaccinal. Cette absence d'association pourrait peut-être s'expliquer par le fait que la Montérégie occupe une place assez favorable sur le plan socioéconomique comparativement à l'ensemble du Québec (Institut national de santé publique du Québec [INSPQ], 2006).

6.3. IMPACT DE L'AJOUT DES NOUVEAUX VACCINS SUR LE RESPECT DU CALENDRIER

6.3.1. Observance au calendrier

Cet objectif à visée exploratoire, a été examiné par le concept d'observance en comparant les deux cohortes à l'étude à l'aide de l'analyse de survie de Kaplan-Meier et la régression de Cox.

Nos résultats montrent un écart statistiquement significatif de 2 jours et 4 jours dans la réception des vaccins des enfants de la cohorte 2004-05 visée par l'introduction des nouveaux vaccins (nouveau calendrier) comparés à ceux de la cohorte 2002-03 (ancien calendrier) pour la deuxième et troisième visite prévue respectivement à 4 et 6 mois. Cependant l'observation des courbes générées par les analyses de survie de Kaplan-Meier montre une tendance de rattrapage de cet écart. De plus, ces courbes montrent avec le temps qu'une plus grande proportion d'enfants de la cohorte plus jeune reçoit chacun des vaccins. Par contre cela pourrait être explicable par une plus grande facilité à retracer les données vaccinales pour la cohorte plus jeune.

Nos résultats rejoignent ceux de l'étude de Boulianne et al. (2007) qui a montré, avec une approche différente, le retard des enfants de leur cohorte d'un an comparés à ceux de leur cohorte de deux ans pour la réception du vaccin DCaT-P-Hib 1. En effet, respectivement 55 % et 69 % des enfants de leur cohorte de un an et deux ans ont reçu le premier DCaT-p-Hib moins d'une semaine après le 2^e mois d'anniversaire alors que 92 % et 94 % l'ont reçu dans un délai d'un mois.

Les données de notre étude montrent certes un écart dans la vaccination des enfants plus jeunes comparés aux enfants plus vieux sur le plan statistique, cependant ces écarts de 2 et 4 jours ne peuvent être jugés importants sur le plan clinique. En effet, selon le Groupe canadien sur les registres d'immunisation, la période de retard au calendrier commence 1 mois après la date d'échéance de la vaccination (Santé Canada, 2004b). On considère également qu'il faudrait au moins ce délai pour que les écarts constatés entre les deux cohortes puissent être considérés cliniquement significatifs. De plus, malgré que les enfants de la cohorte 2004-05 soient en retard pour la réception de certaines doses comparés à ceux de la cohorte 2002-03, ils sont en conformité avec le calendrier de vaccination recommandé au Québec.

6.3.2. Opinions des parents sur les injections multiples

Notre étude révèle que, même si la majorité des parents de la Montérégie reconnaissent l'importance de respecter les recommandations en matière de vaccination, beaucoup ont des réticences à ce que leur enfant reçoive plusieurs injections à la même visite. En effet, une grande proportion ne veut excéder 2 ou 3 piqûres par visite de vaccination. Ces constats vont dans le même sens que plusieurs autres études qui ont clairement montré la réticence des

parents face aux injections multiples (Boulianne et al., 2007; Melman et al., 1994; Woodin et al., 1995). Cela est préoccupant d'autant plus qu'au Québec, les recommandations actuelles du ministère de la Santé et des Services sociaux suggèrent jusqu'à cinq injections lors d'une seule visite.

Parmi les opinions étudiées, comme l'ont démontré plusieurs auteurs (Durand-Martel et al., 2005 ; Fredrickson et al., 2004; Gust et al., 2004; Lannon et al., 1995; Lieu et al., 1994; Prislín et al., 1998), c'est la crainte des effets secondaires qui semble constituer la barrière la plus importante à la vaccination puisque 61 % des parents ont exprimé leur accord avec l'énoncé à ce sujet. De plus, dans les commentaires exprimés, certains parents semblent préoccupés par la sécurité et l'efficacité des vaccins, certains se demandent si les injections multiples n'augmentent pas les effets secondaires, d'autres se questionnent sur la nécessité de certains vaccins tandis que d'autres se demandent si autant de vaccins ne surchargent ou n'affaiblissent le système immunitaire des enfants. Un autre fait remarquable concerne les commentaires exprimés à l'égard de l'énoncé du questionnaire « Il est avantageux pour les parents (économie de temps et d'argent) de faire donner plusieurs vaccins lors d'une même visite lorsque c'est recommandé ». Cette question avait été présentée aux parents pour connaître leur opinion sur les injections multiples. Certains parents ont manifesté leurs préoccupations en infirmant cet énoncé et défendant l'idée que seul le bien être de leur enfant primait. Cette réflexion pourrait entraîner davantage de réticence face aux injections multiples d'où l'importance d'adapter les messages aux valeurs des parents. Ces résultats montrent peut-être le manque d'information de certains parents montréalais sur les injections multiples et la vaccination en général. Cela rejoint les conclusions de l'étude de St-Amour et al. (2004) selon laquelle la diffusion de la trousse de promotion de la

vaccination, dans le but de sensibiliser les parents et les vaccinateurs à l'importance de la vaccination, n'a permis de rejoindre que 42 % des parents.

Il est cependant intéressant de noter que les vaccinateurs ne semblent pas affecter le choix des parents sur les injections multiples dans notre étude contrairement aux études nord-américaines qui ont démontré que les médecins ont plus d'inquiétude que les parents face à la vaccination multiple (Halperin, Eastwood et Halperin, 1998; Woodin et al., 1995). Ces résultats sont encourageants puisqu'il a été démontré que la réticence des parents peut être atténuée par des vaccinateurs convaincus (Bartlett, Burgess, McIntyre et Heath, 1999).

6.4. LIMITES DE L'ÉTUDE

6.4.1. Validité interne

6.4.1.1. *Biais de sélection lié à la non réponse*

Le principal biais de sélection qui peut exister est celui lié à la non réponse. Malgré les méthodes appliquées pour augmenter la participation: envoi personnalisé, enveloppe de retour préalablement affranchie et deux mesures de rappels écrites, le taux de réponse obtenu a été moindre que celui projeté dans nos calculs (56 % vs 65 %). Or, les analyses comparant les participants aux non-participants montrent que notre échantillon des parents participants comprend sur le plan statistique des mères plus âgées et plus scolarisées, une plus grande proportion de familles francophones, de familles vivant en couple et une plus faible proportion de familles dans le quintile social le plus défavorisé. Cela pourrait affecter l'étude de l'association de ces facteurs au statut vaccinal et également les résultats sur l'opinion des parents sur les injections multiples. Toutefois, il faut rester prudent quant à cette

comparaison puisque les données sociodémographiques utilisées ont été tirées du Fichier des naissances. On ne peut s'assurer de la qualité de ces données car elles sont colligées à des fins de surveillance et certaines variables sont systématiquement disponibles et semblent assez fiables alors que d'autres variables le semblent moins.

6.4.1.2. Biais d'information

6.4.1.2.1. Biais d'information par erreur de classification

Un biais de mauvaise classification différentiel a pu survenir lors de la classification des enfants selon leur statut vaccinal : des enfants avec un statut vaccinal complet ont pu être classés par erreur parmi ceux avec un statut vaccinal incomplet et vice versa. En effet, la validation des données vaccinales incomplètes auprès des vaccinateurs a permis d'obtenir des vaccins supplémentaires non inscrits au carnet. Cette situation pourrait avoir eu comme conséquence une surestimation de la couverture vaccinale globale, car dans le cas où ces données ne nous parviennent que du vaccinateur, elles ne sont pas doublement validées comme les autres. Ensuite, parmi les dossiers incomplets, lorsque les renseignements fournis par les parents présentaient des divergences minimales avec ceux obtenus des vaccinateurs, on a privilégié les données obtenues des parents supposant que le vaccinateur aurait pu être tenté de bonifier la réalité, car le vaccinateur connaît les règles du calendrier contrairement aux parents. Cela pourrait avoir amené à une sous-estimation de la couverture vaccinale.

De plus, il est possible qu'une troisième situation ait pu survenir entraînant cette fois-ci une erreur de classification aléatoire. En effet, l'information du carnet de vaccination était parfois difficile à lire ou à interpréter à cause surtout de la notation strictement numérique des dates. Cela a pu occasionner des erreurs dans la transcription des données. Il est également possible

que ce biais soit accentué par la scolarité de la mère. Cependant, nous pensons que la contribution de ce biais est minime puisque ces erreurs de classification, si elles sont commises, devraient affecter les deux groupes (complet vs incomplet) de la même façon.

Malgré ces limites, comme les résultats de couvertures vaccinales obtenus dans l'étude sont cohérents avec ceux d'autres études, cela nous laisse croire que ce biais, s'il existe, ne devrait pas affecter grandement nos résultats.

Également, une erreur de classification dans l'étude des facteurs socioéconomiques a pu survenir dans l'utilisation de l'indice de défavorisation. En effet, dans le but d'augmenter le taux de participation à l'étude et éviter la question déplaisante sur le revenu qui a souvent été rapportée comme inutile par les parents dans les commentaires qu'ils exprimaient (St-Amour, et al., 2004), nous avons utilisé un proxy du statut socioéconomique soit l'indice de défavorisation. Cette approche ne reflète pas nécessairement le statut socioéconomique des familles à l'étude à cause entre autres d'un manque d'homogénéité à l'intérieur des unités utilisées pour établir l'indice. Cependant, on peut penser que ce biais est peu important pour avoir un effet négatif considérable sur les résultats étant donné que l'indice de défavorisation utilisé dans notre enquête a été développé à partir des données du recensement 2001 sur la base des aires de diffusion, unités plus petites que celles utilisées auparavant (secteurs de dénombremments). Cela a permis d'assurer un fort degré d'homogénéité dans les conditions socioéconomiques (Pampalon et al., 2004). Généralement, il y a une atténuation de la précision des données individuelles par l'association des données agrégées pour l'unité du territoire associée au code postal, mais aussi parce que le classement de ces indices est ramené en quintiles. Ce biais, s'il existe, est probablement non directionnel et pourrait peut-être expliquer la raison du manque

d'association (une augmentation de l'amplitude de l'erreur aléatoire de mesure généralement entraîne une baisse de puissance) avec le statut vaccinal.

6.4.1.2.2. Biais de désirabilité

L'utilisation du questionnaire auto-administré peut générer un biais de désirabilité. Celui-ci pourrait se manifester au niveau de l'information portant sur les vaccins réellement reçus par les enfants. Les parents peuvent inscrire des renseignements inexacts sur les questionnaires ayant pour conséquence de surestimer ou sous-estimer les couvertures vaccinales. Toutefois, ce biais nous paraît peu probable, car les parents n'ont probablement pas d'intérêt à fournir des renseignements erronés. De plus, il y a plusieurs détails à fournir (noms des vaccins, dates logiques, etc.) ce qui rend les réponses factices improbables. On a essayé d'éviter ce biais en annonçant clairement dans la lettre explicative le but de l'étude. De plus, pour tous les enfants classés incomplètement vaccinés, une autre source de données (vaccinateurs) a été utilisée pour valider le statut vaccinal de l'enfant dans la mesure où les vaccinateurs interpellés nous répondaient.

Un biais de désirabilité pourrait également s'introduire en ce qui a trait aux opinions des parents sur l'ajout de nouveaux vaccins au calendrier des nourrissons. Les parents des enfants pourraient répondre selon ce qu'ils perçoivent qu'on s'attend d'eux en donnant une opinion favorable sur les injections multiples. Le questionnaire n'étant pas anonyme, on a tenté de prévenir ce biais en avisant les parents qu'il n'y avait pas de bonnes ou mauvaises réponses, que leur opinion sincère comptait beaucoup pour nous et que nous ne portions pas de jugement de valeur sur leur opinion. L'autre source possible de biais de désirabilité en rapport avec les opinions concerne la question relative au nombre de piqûres jugé acceptable

par les parents en une seule visite. En effet, nos résultats montrent que plus de la moitié des parents de la cohorte 2002-03 sont en faveur de 1 à 2 injections par visite comparativement à 40 % des parents de la cohorte 2004-05. Les parents de la cohorte 2004-05 ont peut-être déjà vécu des injections multiples et leurs enfants ont peut-être bien réagi. Ainsi, leur opinion concernant l'acceptabilité de plusieurs piqûres peut en être influencée.

Finalement, un autre biais de désirabilité qui peut exister concerne l'information portant sur certaines variables indépendantes. En effet, le questionnaire n'étant pas anonyme, les parents ont pu choisir des réponses plus valorisantes sur certains éléments sensibles comme la scolarité et le statut marital diminuant ainsi la capacité de déceler une association entre ces facteurs et le statut vaccinal incomplet.

6.4.1.3. *Biais de confusion*

La plupart des facteurs de risque dans la littérature ne se sont pas révélés significatifs dans cette étude. Cependant, il est toujours possible que des facteurs de risque autres que ceux identifiés dans la revue de littérature agissant comme facteurs de confusion soient présents et qu'ils nous fassent faussement associer le statut vaccinal incomplet et le rang de l'enfant. Pour les données sur l'observance au calendrier, l'analyse de régression de Cox a permis de contrôler les fluctuations saisonnières qui pouvaient induire de la confusion dans la comparaison de nos deux cohortes en tenant compte du mois de naissance des enfants.

6.4.2. Validité externe

La comparaison des parents participants à ceux de la population du Fichier des naissances de la Montérégie selon certaines caractéristiques sociodémographiques nous avise d'être prudent dans la généralisation de nos résultats à l'ensemble de la population cible étant donné la tendance observée d'un possible biais de sélection présent chez les participants par rapport à la population cible. D'ailleurs, rappelons le fait que déjà au départ notre échantillon aléatoire des admissibles à l'enquête avait une petite distorsion selon certaines variables sociodémographiques comparativement à la population du Fichier des naissances. Toutefois, les résultats de cette comparaison doivent être considérés avec prudence puisque l'on ne peut garantir la fiabilité des données du Fichier des naissances. Malgré ces limites, comme les estimations de couverture vaccinale sont semblables à celles d'autres études contemporaines, nous osons croire que la couverture vaccinale réelle des enfants de la Montérégie est environ 77 %. Par ailleurs, quant à l'opinion des parents, bien que les parents volontaires (participants) pour participer à ce genre d'enquête ne soient pas totalement semblables à de l'ensemble des parents de la Montérégie, on peut s'appuyer sur nos résultats pour au moins avoir un aperçu de leurs opinions et ajuster les interventions en conséquence.

6.5. FORCES DE L'ÉTUDE

Cette étude comporte également plusieurs forces. Tout d'abord, soulignons qu'il s'agit pratiquement de deux enquêtes en une. En effet, notre enquête rassemble les données du Fichier des naissances et celles du Fichier de la RAMQ puisque les adresses tirées du Fichier des naissances qui n'ont pas pu être validées par le processus Canada 411 ont été obtenues de la RAMQ. Le fait d'avoir travaillé avec les deux fichiers de population nous a permis de

tirer profit des avantages de chacun d'eux. Le Fichier des naissances nous a permis d'obtenir rapidement les données de notre échantillon car il est facilement accessible à la direction de santé publique. Il le serait également à l'échelle locale dans le cadre de l'évaluation de la couverture vaccinale sur une base plus régulière. Le Fichier de la RAMQ nous a permis d'avoir accès à des données valides au regard des adresses. Le taux de réponse équivalent obtenu dans les deux enquêtes, nous réconforte dans le choix de cette démarche en deux temps.

Ensuite, l'importante taille de notre échantillon garantit une bonne puissance statistique à l'étude. Or, plus la puissance d'une étude est élevée, plus les conclusions statistiques de l'étude inspirent confiance (Beaucage et Viger, 1996).

Rappelons également que dans notre étude plusieurs moyens ont été pris pour assurer la qualité de nos données. Une double vérification a été effectuée pour l'ensemble des questionnaires saisis de la série 1. Toutes les discordances détectées ont aussitôt été corrigées suite à la deuxième vérification assurant ainsi un niveau de qualité des données élevé. Ensuite, pour tous les enfants incomplètement vaccinés, deux sources de données (carnet de vaccination et dossiers médicaux) ont été utilisées pour valider le statut vaccinal. Cela nous a permis d'améliorer l'exactitude de l'information vaccinale. Finalement, la procédure informatique établie pour classer les enfants selon leur statut vaccinal a fait l'objet d'une validation extensive favorisant ainsi de meilleures estimations de couverture vaccinale.

Cette étude évalue la couverture vaccinale au niveau de chaque territoire de CLSC avec une bonne précision des données mais en plus à l'échelle des territoires de CSSS permettant ainsi

d'orienter les interventions de manière ciblée en fonction des besoins de chacun des établissements.

D'autre part, notre étude a fait appel à un indice distinguant deux formes de défavorisation, l'une matérielle, l'autre sociale, alors que les travaux sur le sujet ont jusqu'à maintenant privilégié la dimension matérielle, à travers le revenu. Ce concept novateur dans le domaine de la vaccination a même été repris par Boulianne et al. (2007) faisant en sorte que cette méthode d'attribution du statut socioéconomique pourrait être éprouvée pour d'autres études de ce type.

En ce qui a trait à l'étude sur l'observance, pour assurer une meilleure comparabilité de nos deux cohortes, l'analyse de régression de Cox a permis de contrôler les fluctuations saisonnières dans l'offre des services de vaccination qui pouvaient induire de la confusion dans la comparaison en tenant compte du mois de naissance des enfants.

De plus, dans notre étude, l'opinion des parents sur les injections multiples a été étudiée de manière extensive et plusieurs autres variables ont été explorées permettant ainsi d'effectuer une avancée dans les connaissances sur la vaccination des enfants.

Enfin, à notre connaissance, c'est la première étude robuste qui analyse l'impact des nouveaux vaccins sur le respect du calendrier du point de vue de l'observance et opinions des parents. Nos résultats fourniront certes des éléments importants pour générer d'autres hypothèses de recherche qui permettront d'approfondir les connaissances sur ce sujet.

6.6 RECOMMANDATIONS

À la lumière des résultats de l'étude, plusieurs enseignements semblent ressortir. Tout d'abord, il semble essentiel d'accorder une attention particulière aux enfants derniers nés de familles nombreuses qui représentent des groupes à risques de sous-vaccination.

Des enquêtes sur la couverture vaccinale incluant des questions sur les déterminants de la vaccination devront être menées régulièrement afin de contrôler de façon continue le niveau de couverture vaccinale et de déterminer en même temps les raisons qui expliquent une sous immunisation chez les enfants.

Bien que nos résultats sur l'observance au calendrier ne semblent pas significatifs sur le plan clinique, il est important de s'assurer que les vaccins soient administrés dans les délais acceptables afin de ne pas compromettre la santé des enfants. Les résultats d'autres études seront nécessaires avant de porter un jugement définitif sur cette question.

L'offre en matière d'information sur la vaccination doit être renforcée et adaptée aux besoins et valeurs des parents afin de réduire certaines fausses croyances sur les injections multiples notamment la crainte des effets secondaires accrus. Des informations basées sur des données scientifiques contribueraient probablement à diminuer cette crainte.

Notre étude a mis en évidence l'inexactitude de certaines données du Fichier des naissances. En effet, la validation des adresses par le processus Canada 411 a révélé un grand nombre d'adresses inexactes plus le temps entre la date de naissance de l'enfant et la date d'extraction des données augmente. Il pourrait être avantageux pour les CSSS, dans le cadre de leur responsabilité à l'échelle de la population, de valider et de tenir à jour leur Fichier

des naissances pour pouvoir l'utiliser dans la gestion et l'évaluation de leur programme de vaccination.

Finalement, afin d'éviter les erreurs d'interprétation des dates de vaccins inscrites dans les carnets de vaccination lors des enquêtes sur la couverture vaccinale, il est important d'encourager les vaccinateurs à toujours écrire les dates d'administration des vaccins par une indication alphanumérique c'est-à-dire à l'aide de lettres et de chiffres. Le mois doit être indiqué en lettres, le jour en chiffres et l'année doit être notée au long à l'aide de quatre chiffres (exemple : «04 décembre 2007» ou même «04 DEC 2007» au lieu de «04-12-07»). En effet, l'usage de l'indication des dates uniquement numériques (en chiffres) peut porter à confusion surtout lorsque l'année n'est pas inscrite au long, parce qu'il existe différentes formes légales d'indiquer la date: le format «Jour/Mois/Année» pour l'usage français et le format «Mois/jour/Année» pour l'usage anglais pour ne citer que celles là.

Pour les futures études, combiner l'enquête postale à l'enquête téléphonique pour maximiser le taux de participation. Également, adresser aux parents les correspondances en identifiant l'enfant par son nom et non par sa date de naissance afin d'éviter toute confusion. Pour ce faire, la banque de donnée de la RAMQ serait plus appropriée comme choix de fichier de population.

7. CONCLUSION

Contrairement à ce qu'on trouve dans la littérature, il ne semble pas que les facteurs sociodémographiques soient associés en Montérégie à un statut vaccinal incomplet. Par ailleurs, cette étude met en évidence un certain retard dans l'observance au calendrier mais l'ordre de grandeur de ces retards est cliniquement peu important. Pour ce qui est des énoncés sur les opinions, cette étude montre la réticence des parents montréalais face aux injections multiples et leur crainte des effets secondaires. Notre analyse révèle cependant que les vaccinateurs ne semblent pas affecter le choix des parents sur cette question, ce qui est rassurant.

Les résultats de cette étude montrent l'importance d'une évaluation continue de la couverture vaccinale. Des efforts importants devront continuer à être effectués pour améliorer la couverture vaccinale afin d'atteindre les objectifs fixés par le Programme national de santé publique 2003-2012.

8. REMERCIEMENTS

Mes remerciements vont tout d'abord à mes directeurs de recherche, Pr Maryse Guay et Pr Jacques Lemaire pour la confiance qu'ils m'ont témoignée. Merci pour vos précieux conseils. Merci pour votre rigueur, votre grande disponibilité et votre amabilité. Merci de m'avoir guidée et encouragée tout au long de ce travail. Vous m'avez tant appris!

Je remercie également madame Anne-Marie Clouâtre, cochercheuse, et monsieur André Tremblay pour leur aide précieuse.

Un grand merci à madame Francine Laroche-Savard pour sa disponibilité, sa sympathie, son soutien inestimable au cours des différentes phases de l'enquête postale et pour son aide à la mise en page finale. Merci à Nathalie Bernier, Diane Bérubé et Marie-Ève Lafontaine-Messier pour leur aide à la saisie des données. Merci à Manon Dallaire, Paule Clément et aux résidentes en santé communautaire que j'ai côtoyées pour leur bonne humeur et leur cordialité.

Merci à mes parents, mes beaux-parents, mon frère, mes soeurs et mes amies qui m'ont toujours soutenue et encouragée au cours de la réalisation de ce mémoire.

Un merci spécial à Ali, mon époux, pour son soutien, sa patience, son amour. Sans oublier bien sûr mes enfants chéris pour avoir supporté mes sautes d'humeurs d'étudiante. Je vous aime beaucoup.

Enfin, un gros merci à tous les parents d'enfants qui ont répondu à cette enquête, aux archivistes des CLSC et des centres hospitaliers, aux médecins et personnels des cliniques

médicales et aux commissaires à l'assermentation à l'Agence de la santé et des services sociaux de la Montérégie sans qui cette étude n'aurait pas été possible.

Cette étude a été financée par le Programme de subventions en santé publique de la Montérégie.

9. BIBLIOGRAPHIE

- Agence de la santé et des services sociaux de la Montérégie. (2005). *Maladies à déclaration obligatoire d'origine infectieuse : rapport annuel 2004*. Document téléaccessible le 17 mars 2008 au http://www.rrsss16.gouv.qc.ca/Menu_Gauche/4-Publications/3-Monographies_Orientations_Rapports/Maladies_transmissibles/dsp_pub_rap_mado_2004.pdf.
- Agence de la santé et des services sociaux de la Montérégie. (2006). *Les maladies infectieuses en Montérégie, incluant les maladies à déclaration obligatoire (MADO) : Rapport annuel 2005*. Service ressources documentaire. Longueuil : Agence de la santé et des services sociaux de la Montérégie, Direction de la santé publique.
- Agence de la santé et des services sociaux de la Montérégie. (2007). *Les maladies infectieuses en Montérégie, incluant les maladies à déclaration obligatoire (MADO) : Rapport annuel 2006*. Document téléaccessible le 17 mars 2008 au http://www.rrsss16.gouv.qc.ca/Menu_Gauche/4-Publications/3-Monographies_Orientations_Rapports/Maladies_transmissibles/dsp_pub_rap_mado_2006.pdf.
- Agence de santé publique du Canada. (1999). *À la hauteur : Une mise à jour de la surveillance de la santé des jeunes du Canada*. Document téléaccessible le 4 janvier 2008 au http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/meas-haut/index_f.html.
- Agence de santé publique du Canada. (2006). Rapport national sur l'immunisation au Canada. *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 32(3S): 1-49.
- Atti, C. D., Rota, M. C., Bella, A., et Salmaso, S. (2004). Do changes in policy affect vaccine coverage levels? Results of national study to evaluate childhood vaccination coverage and reasons for missed vaccination in Italie. *Vaccine*, 22, 4351-4357.
- Barker, L. E., Chu, S. Y., Ba, Q. L., Shaw, K. M., et Santoli, J. M. (2006). Disparities between white and African-American Children in immunization coverage. *Journal of the National Medical Association*, 98(2), 130-135.
- Bates, A. S., Fitzgerald J. F., Dittus, R. S., et Wolinsky, F. D. (1994). Risk factors for under-immunisation in poor urban infants. *The Journal of the American Medical Association*, 272(14), 1105-10.
- Bates, A. S., et Wolinsky, F. D. (1998). Personal, financial and structural barriers to immunization in socioeconomically disadvantage urban children. *Pediatrics*, 101(4), 591-596.
- Bartlett, M. J., Burgess, M. A., McIntyre, P. B., et Heath, T. C. (1999). Parent and general practitioner preferences for infant immunization. Reactogenicity or multiple injections? *Australian Family Physician*, Suppl 1: S22-7.

- Baumgarten, M., Tremblay, D., Bchir, A., Hanley, J. A., et Infante-Rivard, C. (1986). The Immunisation status and source of immunization of two-year-old children in Montreal. *Canadian Journal of Public Health*, 77, 24-27.
- Beaucage, P., et Viger, Y. B. (1996). *Épidémiologie appliquée : une initiation à la lecture critique de la littérature en sciences de la santé*. Boucherville : Gaëtan Morin Éditeur ltée.
- Bobo, J. K., Gale, J. L., Thapa, P. B., et Wassilak, S. G. R. (1993). Risk factors for delayed immunization in a random sample of 1163 children from Oregon and Washington. *Pediatrics*, 9 (2), 308-314.
- Bolton, P., Holt, E., Ross, A., Hughart, N., et Guyer, B. (1998). Estimating vaccination coverage using parental recall, vaccination cards, and medical records. *Public Health Reports*, 113, 521-525.
- Bos, E., et Batson, A. (2000). *Using immunization coverage rates for monitoring health sector performance. Measurement and interpretation issues*. Washington DC: Human Development Network, The World Bank, Discussion Papers.
- Boulianne, N., Audet, D., et Ouakki, M. (2007). *Enquête sur la couverture vaccinale des enfants québécois*. Direction des risques biologiques, environnementaux et occupationnels. Québec : Institut national de santé publique du Québec.
- Boulianne, N., et Clouâtre A.-M. (2005). Oui aux injections multiples ! *Perspectives infirmière*, 3(2), 26-29.
- Boulianne, N., Duval, B., Deceuninck, G., De Serres, G., Dionne, M., Carlsley, J., et al. (2000). *Étude des occasions manquées de vaccination et des facteurs associés à une vaccination primaire incomplète chez les enfants de deux ans au Québec*. Québec : Institut national de santé publique du Québec.
- Brenner, R. A., Simons-Morton, B. G., Bhaskar, B., Das, A., et Clemens, J. D. (2001). Prevalence and predictors of immunization among inner-city infants: A birth cohort study. *Pediatrics*, 108(3), 661-670.
- Centers for Disease Control and Prevention. (1998). Vaccination coverage by race/ethnicity and poverty level among children aged 19-35 months - United States, 1997. *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 47(44), 956-959.
- Centers for Disease Control and Prevention. (2000). Progress in development of immunization registries - United States, 1999. *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 49, 274-278.
- Centers for Disease Control and Prevention. (2006). Vaccine preventable deaths and the global immunization vision and strategy, 2006-2015. *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 55(18), 511-515.

- Centers for Disease Control and Prevention. (2007). National, state, and local area vaccination coverage among children aged 19-35 months - United States, 2006. *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 56(34), 880-885.
- Cutts, F. T., Orenstein, W. A., et Bernier, R. H. (1992). Causes of low preschool immunization coverage in the United States. *Annual Review of Public Health*, 13, 385-398.
- Dalaker, J. (1999). *Current Population Report, Series P60-207, Poverty in the United States, 1998*. Washington, DC : U.S Government Printing Office.
- D'Aragon, F., Fradette, V., Francoeur, C., Pichette, F., et Toulouse, C. (2006). *Étude de l'impact de la perception parentale sur les retards dans la vaccination*. Longueuil : Agence de la santé et des services sociaux de la Montérégie.
- Dayan, G. H., Shaw, K. M., Baughman, A. L., Orellana, L. C., Forlenza, R., Ellis, A., et al. (2006). Assessment of delay in age-appropriate vaccination using survival analysis. *American Journal of Epidemiology*, 163(6), 561-570.
- De Wals, P., Blackburn, M., Guay, M., Bravo, G., Blanchette, D., Douville-Fradet, M. (1999). *Fardeau de la varicelle pour les familles au Québec. Enquête auprès d'un échantillon représentatif des ménages*. Longueuil : Direction de la santé publique. Régie régionale de la santé et des services sociaux de la Montérégie.
- Dillman, D. A. (2000). *Mail and Internet Surveys – The Tailored Design Method* (2^e Éd). New York : John Wiley et Sons, Inc.
- Dionne, M., Boulianne, N., Duval, B., Lavoie, F., Laflamme, N., De Serres, G., et al. (1999). *Étude des connaissances, attitudes et pratiques des vaccinoteurs québécois à l'égard de la vaccination primaire*. Québec : Institut national de santé publique du Québec.
- Division de l'immunisation. (1998). Conférences canadienne de concertation sur un système national de dossiers de vaccination. *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 24, 137-140.
- Dombkowski, K. J., Lantz, P. M., et Freed, G. L. (2004). Risk factors for delay in age-appropriate vaccination. *Public Health Reports*, 119, 144-155.
- Durand-Martel, P., Langlois, J., Rondeau, A., et Tremblay, D. (2005). *Étude sur l'impact pour les parents de l'ajout de nouveaux vaccins dans le calendrier des nourrissons*. Longueuil : Régie régionale de la santé et des services sociaux de la Montérégie.
- Elder, J.-P., Ayala, G.-X., et Harris, S. (1999). Theories and interventions approaches to health-behavior change in primary care. *American Journal of Preventive Medicine*, 17(4), 275-284.

- Fredrickson, D. D., Davis, T. C., Arnold, C. L., Kennen, E. M., Humiston, S. G., Cross, J. T., et al. (2004). Childhood immunization refusal : Provider and parent perceptions. *Family Medicine*, 36(6), 431-439.
- Guay, M., Boulianne, N., Ménard, S., Clouâtre, A.-M., Clément, P., Tremblay, A., et al. (2005). *Étude de validation et d'appréciation des fichiers de vaccination et de population en Estrie, en Montérégie et dans la région de Québec*. Greenfield Park : Centre de recherche de l'Hôpital Charles LeMoyne. Montérégie.
- Guay, M., Clouâtre, A.-M., Lemaire, J., Clément, P., Blackburn, M., et Baron, G. (en rédaction). *Étude de validation du fichier de vaccination et estimation des couvertures vaccinales des enfants des CLSC de la Montérégie*. Longueuil : Agence de la santé et des services sociaux de la Montérégie.
- Guendelman, S., Paul, E., et Gilberto, C. (1995). The effects of maternal behaviors and other risk factors on immunization status among Mexican-American Infants. *Pediatrics*, 95(6), 823-828.
- Gust, D. A., Strine, T. W., Maurice, E., Smith, P., Yusuf, H., Wilkinson, M., et al. (2004). Underimmunization among children: Effects of safety concerns on immunization status. *Pediatrics*, 114(1), 16-22.
- Halperin, B. A., Eastwood, B. J., Halperin, S. A. (1998). Comparison of parental and health care professional preferences for acellular or whole cell pertussis vaccine. *The Pediatric Infectious Disease Journal*, 17(2), 103-09.
- Hamilton, M., Corwin, P., Gower, S., et Rogers, S. (2004). Why do parents choose not to immunise their children. *The New Zealand Medical Journal*, 117(1189), 1-6.
- Hanna, J. N., Wakefield, J. E., Doolan, C. J., Messner, J. L. (1994). Childhood immunization: factors associated with failure to complete the recommended schedule by two years of age. *Australian Journal of Public Health*, 98(1), 15-21.
- Hudson, P., Allard, R., Joseph, L., et Valiquette, L. (2004). *Enquête sur la couverture vaccinale des enfants montréalais de 2 ans*. 5^e Conférence canadienne sur l'immunisation, Montréal, 8 décembre 2004.
- Institut national santé publique du Québec. (2006). *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 : Les statistiques*. Document téléaccessible le 4 janvier 2008 au http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/545-PortraitSante2006_Statistiques.pdf.
- Kenyon, T. A., Matuck, M. A., et Stroh, G. (1998). Persistent low immunization coverage among inner-city preschool children despite access to free vaccine. *Pediatrics*, 101(4), 612-616.
- Klevens, R. M., et Luman, E. T. (2001). U.S. Children living in and near poverty-risk of vaccine preventable diseases. *American Journal of Preventive Medicine*, 20(4), 41-46.

- Langkamp, D. L., Hoshaw-Woodard, S., Boye, M. E., et Lemeshow, S. (2001). Delays in receipt of immunizations in low-birth-weight children: A nationally representative sample. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 155(2), 167-172.
- Lannon, C., Brack, V., Stuart, J., Caplow, M., McNeill, A., et Bordley, W. C. (1995). What mothers say about why poor children fall behind on immunizations. *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 149(10), 1070-1075.
- Lieu, T. A., Black, S. B., Ray, P., Chellino, M., Shinefield, H. R., et Adler, N. E. (1994). Risk factors for delayed immunization among children in an HMO. *American Journal of Public Health*, 84(10), 1621-1625.
- Lifson, A. R., Roddy, M., et Ehresmann, K. R. (2000). The association of poverty and low immunization rates in zip code areas: A retrospective survey of Minnesota kindergartners. *Minnesota Medicine*, 83(8), 51-55.
- Luman, E. T., Barker, L. E., Shaw, K. M., McCauley, M. M., Buehler, J. W., et Pickering, L. K. (2005). Timeliness of childhood vaccinations in the United States: days undervaccinated and number of vaccines delayed. *The Journal of the American Medical Association* 293(10), 1204-1211.
- Luman, E.T., McCauley, M. M., Shefer, A., et Chu, S. Y. (2003). Maternal characteristics associated with vaccination of young children. *Pediatrics*, 111 (5), 1215-1218.
- Luman, E. T., McCauley, M. M., Stokley, S., Chu, S. Y., et Pickering, L. K. (2002). Timeliness of childhood immunizations. *Pediatrics*, 110(5), 935-939.
- Marks, J. S., Halpin, T. J., Irvin, J. J., Johnson, D. A., et Keller, J. R. (1979). Risk factors associated with failure to receive vaccinations. *Pediatrics*, 64(3), 304-309.
- Marin-Lira, A., Soto, J. C. (1996). *Un regard sur la couverture vaccinale au Québec*. Laval: Direction de la santé publique de Laval.
- Melman, S. T., Chawla, T., Kaplan, J. M., et Anbar, R. D. (1994). Multiple injections: Ouch! *Archives of Family Medicine*, 3, 615-618.
- Miller, L. A., Hoffman, R. E., Baron, A. E., Marine, W. M., et Melinkovch, P. (1994). Risk factors for delayed immunization against measles, mumps, and rubella in Colorado two-year olds. *Pediatrics*, 94(2), 213-219.
- Mills, E., Jadad, A. R., Ross, C., et Wilson, K. (2005). Systematic review of qualitative studies exploring parental beliefs and attitudes toward childhood vaccination identifies common barriers to vaccination. *Journal of Clinical Epidemiology*, 58, 1081-1088.
- Ministère de la Santé et des Services sociaux. (2003a). *Programme national de santé publique 2003-2012*. Québec : Gouvernement du Québec.

- Ministère de la Santé et des Services sociaux. (2003b). *Priorités nationales de santé publique 1997-2002, Vers l'atteinte des résultats attendus : 5e bilan*. Québec : Gouvernement du Québec.
- Ministère de la Santé et des Services sociaux. (2005). *Protocole d'immunisation du Québec : Mise à jour de décembre 2005*. Document téléaccessible le 23 mai 2007 au http://publications.msss.gouv.qc.ca/acrobat/f/documentation/piq/mise_jour/dec_05.pdf.
- Ministère de la Santé et des Services Sociaux (MSSS). (2006). *Protocole d'immunisation du Québec : Mise à jour de septembre 2006*. Document téléaccessible le 23 mai 2007 au http://publications.msss.gouv.qc.ca/acrobat/f/documentation/piq/mise_jour/sept_06.pdf.
- Ministère de la Santé et des Services Sociaux (MSSS). (2007). Écllosion de rougeole au Québec. Document téléaccessible le 29 octobre 2007 au http://www.msss.gouv.qc.ca/sujets/prob_sante/rougeole/portrait_4oct2007.php.
- Morgenroth, H., Hellenbrand, W., Dreja, I., Kahl, J., Terhardt, M., Vogel, M., et al. (2005). The vaccination coverage among children aged 24-30 months in pediatric offices November 1999 - May 2001. The influence of socio-demographic characteristics. [Résumé disponible en anglais]. *Gesundheitswesen*, 67(11), 788-94.
- New, S. J. et Senior, M. L., (1991). "I don't believe in needles": Qualitative aspects of a study into the uptake of infant immunization in two English health authorities. *Social Science & Medicine*, 33(4), 509-518.
- Nounawon, E., De Serres, G., Boulianne, N., Duval, B. (2001). Impact d'une recherche active d'information vaccinale chez les enfants ayant un carnet de vaccination incomplet ou chez ceux qui l'ont perdu. *Canadian Journal of Public Health*, 92(4), 267-71.
- Olin, P. (1999). Vaccination programmes out of pace with vaccine development: a call for national vaccination registers. *Acta Paediatrica*, 88, 800-802.
- Organisation mondiale de la santé et Fonds des Nations Unies pour l'enfance. (2005). *La vaccination dans le monde : Perspectives et stratégies 2006-2015*. Genève, Suisse. Document téléaccessible le 14 mars 2007 au <http://www.who.int/vaccines-documents/DocsPDF06/844.pdf>.
- Pampalon, R., Hamel, D., et Raymond, G. (2004). *Indice de défavorisation pour l'étude de la santé et du bien être au Québec - Mise à jour 2001*. Québec : Institut national de santé publique du Québec.
- Prislin R, Dyer J. A., Blakely, C., et Johnson, C. (1998). Immunization status and sociodemographic characteristics: The mediating role of beliefs, attitudes, and perceived control. *American Journal of Public Health*, 88(12), 1821-1826.

- Reading, R., Surridge, H., et Adamson, R. (2004). Infant immunization and family size. *Journal of Public Health*, 26(4) 369-371.
- Régie régionale de la santé et des services sociaux de l'Abitibi-Témiscamingue. (1998). *Évaluation de la couverture vaccinale des enfants de deux ans à l'été 1997 en Abitibi-Témiscamingue*. Abitibi-Témiscamingue.
- Régie régionale de la santé et des services sociaux de la Montérégie. (2003). *Vers une action renouvelée en santé publique - Plan d'action régionale de santé publique 2004-2007 Montérégie*. Longueuil : Direction de santé publique de la Montérégie.
- Robbins, A., et Freeman, P. (1998). Optimal disease prevention using vaccination depends on a system. *Public Health Reports*, 113, 533-534.
- Roberts, J. D., Poffenroth, L. A., Roos, L. L., Bedchuck, J. D., et Carter, A. O. (1994). monitoring childhood immunizations: A Canadian approach. *American Journal of Public Health*, 84, 1666-1668.
- St-Amour, M., Guay, M., Clément, P., Perron, L., Baron, G., et Petit, G. (2004). *Trousse de promotion de la vaccination - Rapport d'évaluation*. Longueuil : Agence de développement des réseaux locaux de services de santé et de services sociaux de la Montérégie.
- Salsberry, P. J., Nickel, J. T., et Mitch, R. (1994). Inadequate immunization among 2-year old children : A profile of children at risk. *Journal of Pediatric Nursing*, 9(3), 158-165.
- Santé Canada. (2004a). Coup d'œil sur la situation : Résultats de l'enquête nationale sur la vaccination, 2002. *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 30(5), 37-50.
- Santé Canada. (2004b). Lignes directrices nationales sur les périodes d'admissibilité, d'échéance et de retard pour les fins des registres d'immunisation : Recommandations provisoires du groupe de travail sur la normalisation des données du réseau canadien des registres d'immunisation. *Relevé des maladies transmissibles au Canada*, 30(6), 53-60.
- Santoli, J. M., Huet, N. J., Smith, P. J., Barker, L. E., Rodewald, L. E., Inkelas, M., et al. (2004). Insurance status and vaccination coverage among US preschool children. *Pediatrics*, 11 (6), 1959-1964.
- Santoli, J. M., Szilagyi P. G., et Rodewald L. E. (1998). Barriers to immunization and missed opportunities. *Pediatric Annals*, 27, 366-374.
- Schaffer, S. J., et Szilagyi, P. G. (1995). Immunisation status and birth order. *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 147(7), 792-797.
- Strobino, D., Keane, V., Holt, E., Hughart, N. R. N., et Guyer, B. (1996). Parental attitudes do not explain underimmunization. *Pediatrics*, 98(6), 1076-1083.

- Tamblyn, S. (1994). Évaluation de la couverture vaccinale : pourquoi, comment et qui? Immunisations dans les années 90 : défis et solutions. 1^{ère} conférence canadienne sur l'immunisation, ville de Québec, 5-7 octobre 1994
- Tanguay, F., Lamarche, P. A., et Martineau, G. (1997). Impact des organisations de services sur l'état vaccinal des enfants. *Canadian Journal of Public Health*, 88(6), 401-404.
- Tickner, S., Leman, P. J., et Woodcock, A. (2006). Factors underlying suboptimal childhood immunisation. *Vaccine*, 24, 1030-7036.
- Topuzoglu, A., Ozaydin, G. A. N., Cali, S., Cebeci, D., Kalaca, S., et Harmanci, H. (2005). Assessment of sociodemographic factors and socio-economic status affecting the coverage of compulsory and private immunization services in Istanbul, Turkey. *Public Health*, 119, 862-869.
- Torun, S. D., et Bakirci, N. (2006). Vaccination coverage and reasons for non-vaccination in a district of Istanbul. *BMC Public Health*, 6, 125.
- Trudeau, G., et Markowski, F. J. (1998). *Rapport sur la couverture vaccinale au Saguenay-Lac Saint-Jean : Enfants âgés de deux ans et de classe maternelle*. Saguenay-Lac-Saint-Jean : Régie régionale de la santé et des services sociaux.
- Valiquette, L., Allard, R., Guay, M., Carsley, J., et Bier, M. (1998). *Enquête sur la couverture vaccinale des enfants de 24 à 36 mois de Montréal-centre*. Montréal : Direction de la santé publique.
- Valiquette, L., Deshaies, D., Tremblay M., Hudson, P., et Parée, R. (2005). Le programme de vaccination gratuite s'élargit. Offrez-vous la meilleure couverture vaccinale? Prévention en pratique médicale (Juillet 2005). Montréal : Agence de développement de réseaux locaux de santé et de services sociaux.
- Vellinga, A., Depoorter, A. M., et Van Damme, P. (2002). Vaccination coverage estimates by EPI cluster sampling survey of children (18-24 months) in Flandres, Belgium. *Acta Paediatrica*, 91, 599-603.
- Williams, I. T., Milton, J. D., Farrell, J. B., et Graham, N. M. (1995). Interaction of socioeconomic status and provider practices as predictors of immunization coverage in Virginia children. *Pediatrics*, 96(3), 439-446.
- Wood, D., Donald-Sherbourne, C., Halfon, N., Trucker, M. B., Ortiz, V., Hamlin, J. S., et al. (1995). Factors related to immunization status among inner-city Latino and African-American preschoolers. *Pediatrics*, 96(2), 295-301.
- Woodin, K. A., Rodewalt, L. E., Humiston, S. G., Carges, M. S., Schaffer, S. J., et Szilagyi, P. G. (1995). Physician and parent opinions: Are children becoming pincushions from immunizations? *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 149(8), 845-849.

- Zhang, J., Ohinmaa, A., Nguyen, T., Mashinter, L., Brown-Ogrodnick, A., Hanrahan, A., et al. (2006). Determinants for immunisation coverage by age 2 for five recommended vaccines in the Capital Health Region (Edmonton). Affiche présentée à la 7e conférence canadienne sur l'immunisation, Winnipeg, 3-6 décembre 2006.
- Zhao, Z., Mokdad, A. H., et Barker, L. (2004). Impact of health insurance status on vaccination coverage in children 19-35 month old, United States, 1993-1996. *Public Health Reports* 119, 156-162.

ANNEXE 1

Facteurs de risque associés à un « retard dans la vaccination » ou à la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon les auteurs

Annexe 1: Facteurs de risque associés à un « retard dans la vaccination » ou à la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon les auteurs

Facteurs sociodémographiques	Facteurs organisationnels	Croyances – connaissances des parents
<p>→ Jeune âge de la mère; Miller et al., 1994; Luman et al., 2002; Luman et al., 2003; Santoli et al., 2004.</p> <p>→ Faible scolarité des mères/gardiennes/parents; Marks et al., 1979; New et Senior, 1991; Bobo et al., 1993; Miller et al., 1994; Tanguay et al., 1997; Luman et al., 2003; Santoli et al., 2004; Dombkowski et al., 2004; Luman et al., 2005; Dayan et al., 2006; Torun et Bakirci, 2006; Boulianne et al., 2007.</p> <p>→ Pauvreté (Revenu faible ou recevoir aide ou ne pas posséder une assurance santé); Marks et al., 1979; Bobo et al., 1993; Miller et al., 1994; Bates et al., 1994; Wood et al., 1995; Williams et al., 1995; CDC, 1998; Bates et Wolinsky, 1998; Kenyon et al., 1998; Valiquette et al., 1998; Lifson et al., 2000; Kleven et Luman, 2001; Luman et al., 2003; Gust et al., 2004; Santoli et al., 2004; Dombkowski et al., 2004; Zhao et al., 2004; Topuzoglu et al., 2005; Barker et al., 2006; Zhang et al., 2006; Boulianne et al., 2007.</p> <p>→ Taille de la famille : grande famille; Marks et al., 1979; New et Senior, 1991; Lieu et al., 1994; Miller et al., 1994; Salsberry et al., 1994; Strobino et al., 1996; Boulianne et al., 2000; Luman et al., 2002; Luman et al., 2003; Dombkowski et al., 2004; Reading et al., 2004; Gust et al., 2004; Luman et al., 2005; Morgenroth et al., 2005; Zhang et al., 2006.</p> <p>→ Rang de l'enfant dans la fratrie > 1; Bobo et al., 1993; Guendelman et al., 1995; Schaffer et Szilagyi 1995; Valiquette et al., 1998; Brenner et al., 2001; Dayan et al., 2006; Boulianne et al., 2007.</p> <p>→ Monoparentalité; New et Senior, 1991; Bobo et al., 1993; Bates et al., 1994; Guendelman et al., 1995; Bates et Wolinsky, 1998; Boulianne</p>	<p>→ Barrières structurelles et personnelles; -Coût, communication, transport, emploi, Horaires peu flexibles/ rendez-vous inadéquat /temps d'attente, expériences personnelles, etc. New et Senior, 1991; Bates et al., 1994; Salsberry et al., 1994; Lannon et al., 1995; Guendelman et al., 1995; Brenner et al., 2001.</p> <p>→ Vaccination cabinet ; -À risque si cabinet public Marks et al., 1979; Salsberry et al., 1994; Bobo et al., 1993; Bates et Wolinsky, 1998; Santoli et al., 2004; Luman et al., 2005. - À risque si cabinet privé Baumgarten et al., 1986; Wood et al., 1995; Tanguay et al., 1997; Boulianne et al., 2000; Boulianne et al., 2007.</p> <p>→ Manque de source régulière de vaccination; Lieu et al., 1994; Valiquette et al., 1998; Luman et al., 2002; Dombkowski et al., 2004; Gust et al., 2004; Luman et al., 2005.</p> <p>→ Fréquentation d'un milieu de garde ; Boulianne et al., 2007.</p> <p>→ Type de résidence (prédominance rural) ; Boulianne et al., 2007.</p> <p>→ Occasions manquées; Lieu et al., 1994; Williams et al., 1995; Boulianne et al., 2000. -Contre indications erronées (maladie de l'enfant à la date prévue pour la vaccination : rhume...); New et Senior, 1991; Salsberry et al., 1994; Lannon et al., 1995; Prislín et al., 1998; Gust et al., 2004; Atti et al., 2004; Torun et Bakirci, 2006. -Non administration simultanée des vaccins prévus à la</p>	<p>→ Crainte sur la sécurité des vaccins; New et Senior, 1991; Lieu et al., 1994; Lannon et al., 1995; Prislín et al., 1998; Gust et al., 2004; Fredrickson et al., 2004.</p> <p>→ Manque de connaissance sur les bienfaits de la vaccination; Lannon et al., 1995; Boulianne et al., 2000; Torun et Bakirci, 2006.</p> <p>→ Croyances que la vaccination peut rendre l'enfant malade; Salsberry et al., 1994.</p> <p>→ Méconnaissance du calendrier vaccinal; Lieu et al., 1994; Miller et al., 1994; Salsberry et al., 1994; Lannon et al., 1995.</p>

Facteurs sociodémographiques	Facteurs organisationnels	Croyances – connaissances des parents
<p>et al., 2000; Luman et al., 2003; Dombkowski et al., 2004; Santoli et al., 2004; Luman et al., 2005 ; Morgenroth et al., 2005; Boulianne et al., 2007.</p> <p>→ Race/ethnie noire; Lieu et al., 1994; CDC, 1998; Prislín et al., 1998; Kenyon et al., 1998; Bates et Wolinsky, 1998; Luman et al., 2003; Santoli et al., 2004; Luman et al., 2005; Barker et al., 2006.</p> <p>→ Poids de naissance < 2500g; Bobo et al., 1993; Langkamp et al., 2001.</p> <p>→ L'âge à l'administration du premier vaccin > 3 mois; Hanna et al., 1994; Boulianne et al., 2000; Boulianne et al., 2007.</p>	<p>même visite Boulianne et al., 2007.</p> <p>→ Manque d'assurance; -Ne posséder aucune assurance médicale Salsberry et al., 1994; Wood et al., 1995; Dombkowski et al. 2004 ; Zhao et al., 2004.</p> <p>→ Type d'assurance; -privée plutôt que publique : Wood et al., 1995</p>	

ANNEXE 2-A

Études québécoises recensées sur les facteurs de risques « d'un retard dans la vaccination » ou la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon le lieu et l'ordre chronologique de parution de l'étude

Annexe 2-A: Études québécoises recensées¹ sur les facteurs de risques « d'un retard dans la vaccination » ou la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon le lieu et l'ordre chronologique de parution de l'étude

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
Baumgarten et al., 1986 Montréal-Métropolitain, Québec	Échantillon : Échantillon aléatoire de 3 643 enfants âgés de 25 à 30 mois au 1 ^{er} février 1983 Mode d'approche : Enquête postale par questionnaire auto-administré Source données vaccinales : Carnet vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur	CV à 2 ans 4 DCT et sabin et 1 RRO	Taux de réponse : 85,8 % Couverture vaccinale globale=85,6 % (84,5 %-86,7 %) <u>Test de khi carré</u> % statut complet Source de vaccination (seule variable statistiquement significative) Publique : 89,2 % Privée : 83,9 %, p < 0,001 <u>Analyse multivariée</u> Régression logistique La source d'immunisation continue d'être significativement associée avec le statut complet, même après avoir contrôlé l'âge, le sexe, la langue, le statut socioéconomique et le territoire. <u>Forces</u> -Échantillon obtenu à partir de la liste utilisée pour la distribution des chèques d'allocations familiales provinciales qui comprend des données sur 99 % d'enfants québécois → liste exhaustive. -Taille d'échantillon relativement grande: ↑puissance statistique → bonne précision de la mesure d'association. -Taux de réponse élevé : ↓biais de non réponse (validité interne) -Validation des données vaccinales auprès des vaccinateurs → meilleure appréciation des couvertures vaccinales réellement atteintes. <u>Limites</u> Enquête effectuée dans la région de Montréal métropolitain → pas représentative de l'ensemble de la population du Québec → limite la possibilité de généralisation. Nombre de variables familiales examinées limité (langue de correspondance et le statut socioéconomique).
Tanguay et al., 1997 Montmagny, Québec	Échantillon : Échantillon de 209 enfants nés entre 01/01/91 et le 31/12/91	CV avant 2 ans 4 DCT 3 sabin (vaccin contre la poliomyélite)	Taux de réponse : 100 % parmi la population sélectionnée. Proportion des enfants avec statut vaccinal incomplet : 5,4 % <u>Test exact bilatéral</u>

¹ Études recensées par recherche sur la base de données bibliographiques « PubMed » puis par la méthode « boule de neige » c'est-à-dire par examen des références des articles.

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
	Mode d'approche : Analyse du statut vaccinal Source données vaccinales : L'état vaccinal d'un enfant a été mesuré en comparant, à partir des fiches individuelles de vaccinations compilées par le CLSC pour tous les enfants du territoire, les doses de vaccins reçues avec celles proposées par le PIQ. Les organisations utilisées pour l'obtention de la vaccination : CLSC, cabinet privé ou les 2 + entrevue téléphonique auprès des mères à partir du carnet de santé	1 RRO	Éducation de la mère Statut complet vs incomplet ≤ 12 ans : 91,8 % vs 8,2 % > 12 ans : 100 % vs 0 %, $p = 0,017$ 8,2 % d'enfants dont la mère a une scolarité inférieure ou égale à 12 ans d'études ont un statut vaccinal incomplet comparés à 0 % dont les mères ont une scolarité supérieure à 12 ans, $p=0,017$ <u>Analyse multivariée</u> Régression logistique (Risque relatif) Après ajustement pour la scolarité de la mère, les enfants qui utilisent un cabinet privé sont 13,3 fois plus à risque ($RR_{ajusté}=13,3$ IC 95 % (2,18-108,0)) d'avoir un statut vaccinal incomplet que ceux qui utilisent les CLSC Cabinet privé vs CLSC État vaccinal incomplet : IC 95 % CLSC : $RR_{brut}=1,00$, $RR_{ajusté}=1,00$ Cabinet privé : $RR_{brut}=3,34$ (0,74-18,1) $RR_{ajusté}=13,3$ (2,18-108,0) <u>Force :</u> Échantillon aléatoire : ↓ biais sélection Taux de réponse élevé : ↓ biais lié à la non-réponse Le statut vaccinal évalué pour tous les vaccins proposés par le Protocole d'immunisation. -Validation des données vaccinales → exactitude information vaccinale <u>Limites</u> -Degré de généralisation des résultats? → source de faiblesse car résultats obtenus auprès d'une population rurale et semi-urbaine.
Valiquette et al., 1998 Montréal-centre, Québec	Échantillon : Échantillon aléatoire de 4 000 enfants nés entre le 1 ^{er} octobre 1993 et le 31 mars 1994 (âgés de 24 à 36 mois) domiciliés dans la région de Montréal-centre Mode d'approche : Enquête téléphonique + enquête postale Source données vaccinales Carnet vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur	CV à 2 ans Au moins 4 DCT 3 P 4 Hib et 1 RRO Vaccination complète et adéquate : 1 DCT-Hib-P reçu avant 3 mois, série primaire (3 ^e DCT, 4 Hib et 3 ^e P) complété avant 21 mois, 1 RRO entre 12 et 15 mois	Taux de réponse global : 74 % Proportion d'enfants ayant reçu toutes les doses requises au calendrier à 2 ans : 73,4 % ($\pm 1,6$ %) (ensemble des dossiers) et 87,4 % ($\pm 1,3$ %) (dossiers validés seulement). Couverture vaccinale en conformité avec le calendrier recommandé : 55,7 % ($\pm 2,0$ %) (tous dossiers) et 66,2 % ($\pm 1,9$ %) (dossiers validés). Facteurs qui influencent de manière positive et indépendante la vaccination <i>Ratios de probabilité d'avoir une CV complète</i> <u>Analyse multivariée</u> Risque relatif (IC 95 %) Réception de tous ses vaccins auprès de sa source de soin Oui : $RC=1,91$ (1,15-3,18) Non : référence Prix payés pour vaccins Gratuit : $RC=2,39$ (1,42-4,03) < 20 \$: $RC=3,47$ (1,68-7,16) > 20 \$: référence Enfant né au Canada Oui : $RC=8,21$ (4,03-16,70)

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
			<p>Non : référence</p> <p>Rang de l'enfant dans la fratrie</p> <p>1 : RC=1,70 (1,25-2,30)</p> <p>>1 : référence</p> <p>Revenu familial</p> <p>< 10,000 \$: RC=0,47 (0,25-0,88)</p> <p>10,000 \$-19,999 \$: RC=0,56 (0,38-0,96)</p> <p>20,000 \$-39,999 \$: RC=0,65 (0,40-1,06)</p> <p>40,000 \$-59,999 \$: RC=0,69 (0,41-1,15)</p> <p>≥60 000 \$: référence</p> <p><i>Ratios de probabilité d'avoir une CV complète et adéquate</i></p> <p><u>Analyse multivariée</u></p> <p>IC 95 %</p> <p>Réception de la plupart de ses vaccins en CLSC</p> <p>Oui : référence</p> <p>Non : RC=0,58 (0,41-0,83)</p> <p>Prix payés pour vaccins</p> <p>Gratuit : RC=1,99 (1,29-3,08)</p> <p><20 \$/vaccin : RC=2,68 (1,58-4,530)</p> <p>≥20 \$/vaccin : référence</p> <p>Enfant né au Canada</p> <p>Oui : RC=6,35(2,59-15,60)</p> <p>Non : référence</p> <p>Rang de l'enfant dans la fratrie</p> <p>1 : RC=1,72 (1,39-2,14)</p> <p>>1 : référence</p> <p><u>Forces</u></p> <p>-Grande taille d'échantillon : bonne estimation de la mesure d'association</p> <p>-Validation des données vaccinales chez le vaccinateur : ↑ exactitude information vaccinale</p> <p><u>Limites</u></p> <p>Validité interne</p> <p>-Taux de réponse à 74 % : la représentativité des répondants par rapport à l'ensemble de la population échantillonnée ne peut être assurée, biais de non-réponse</p> <p>-L'impact des autres biais possibles à l'étude n'a pas été discuté.</p> <p>Validité externe</p> <p>-Limite quant à la généralisation des résultats : caractère multiethnique et statut défavorisé de la population étudiée.</p>
Boulianne et al., 2000 Montréal-Québec-Trois-Rivières, Québec	<p>Échantillon :</p> <p>Échantillon aléatoire de 696 enfants âgés de 24 à 28 mois</p> <p>Mode d'approche : Enquête postale réalisée dans trois régions du Québec (Montréal,</p>	CV à 2 ans 4 DCT-P-Hib et 2 RRO	<p>Taux de réponse : 54 %</p> <p>Statut vaccinal complet à 24 mois après vérification selon le statut dans VAXIN</p> <p>Toutes les régions (Québec, Trois-Rivières et Montréal) :</p> <p>24 mois=53 %</p> <p>>24 mois=66 %</p> <p>Statut vaccinal complet à 24 mois après validation=430/696 (62 %)</p>

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
	Québec, Trois-Rivières) Sources données vaccinales Registres régionaux de vaccination (VAXIN) + carnet de vaccination + dossier médical		<p>Variables associées au statut incomplet (n=266) vs tous les complets (n=430)</p> <p><u>Analyse multivariée</u> Régression logistique <i>Odds ratio</i></p> <p>OR ajusté pour région d'origine, scolarité de la mère et le fait que le répondant ait un emploi à l'extérieur ou non</p> <ul style="list-style-type: none"> - Préférer reporter le 2^e vaccin quand 2 injections sont prévues lors de la même visite OR=3,2 IC 95 % (2,1-4,8) - Lieu de vaccination (exclusivement CLSC) OR=0,6 IC 95 % (0,3-1,0) <p>Exclusivement clinique privée OR=1,5 IC 95 % (1,0-2,3)</p> <ul style="list-style-type: none"> - Se considérer mal ou moyennement informé sur les réactions possibles suite aux vaccins et sur les maladies prévenues par les vaccins OR=1,9 IC 95 % (1,2-2,8) - Être modérément en accord avec l'importance de respecter les recommandations en matière de vaccination OR=1,8 IC 95 % (1,2-2,7) - Monoparentalité OR=2,9 IC 95 % (1,6-5,2) - Nombre d'enfant dans la famille (2 vs 1) OR=2,1 IC 95 % (1,4-3,1) - Être plus âgé lors du premier vaccin : par semaine de plus OR=1,2 IC 95 % (1,1-1,2) et être âgé de plus de 3 mois lors du premier vaccin OR=4,0 IC 95 % (2,1-7,3) <p><u>Forces</u></p> <ul style="list-style-type: none"> --Plusieurs facteurs de risque étudiés en même temps. -Qualité information recueillie ↑ → 3 sources (VAXIN+ carnet de vaccination+ dossier médical) → exactitude information vaccinale. <p><u>Limites</u></p> <ul style="list-style-type: none"> -Taux de réponse faible: ↑biais lié à la non-réponse. -Région choisies en raison de leur capacité à fournir un fichier des enfants vaccinés de leur territoire: ↑biais de sélection -Suréchantillonnage des enfants incomplets → Biais de sélection possible lié au statut dans VAXIN. -Possibilité de biais d'information → invoqué par les auteurs. -Population des trois régions à l'étude issue d'un milieu socioéconomique plus favorisé que l'ensemble de la population des femmes ayant accouché au Québec durant la même période : ↑biais de sélection Biais de désirabilité invoqué par les auteurs
Hudson, 2004 Montréal, Québec	<p>Échantillon : Échantillon aléatoire de 600 enfants âgés de 24-30 mois à Montréal en 2003</p> <p>Mode d'approche : Enquête par entrevue téléphonique ou questionnaire postal</p> <p>Source données vaccinales : Carnet de vaccination +</p>	<p>Calendrier recommandé pour cette cohorte : DCT-P-Hib : 2, 4, 6 et 18 mois RRO : 12 et 18 mois 4 DCT 3 P 4 Hib 2 R : 1 RO</p>	<p>Taux de réponse globale : 86,2 % Couverture vaccinale à 2 ans=83,1 % (79,5-86,3)</p> <p><u>Prédicteurs de vaccination complète</u> <u>Analyse bivariée</u> : Avoir un médecin régulier, être enfant né au Canada, être répondant né au Canada.</p> <p><u>Forces</u> Échantillon aléatoire : ↓biais de sélection Taux de réponse élevé : ↓biais lié à la non-réponse Données vaccinales validées auprès des professionnels de la santé : ↑exactitude de l'information vaccinale.</p>

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
	validation du dossier médical chez le vaccinateur		<u>Limites</u> Seuls les résultats de l'analyse bivariée ont été présentés, les auteurs auraient dû prévoir une analyse multivariée. Validité externe : Enquête montréalaise : ↓ possibilité de généralisation à l'ensemble du Québec
Boulianne et al., 2007 Québec	Échantillon : Échantillon d'enfants âgés entre 14 et 17 mois et entre 24 à 27 mois (au 1 ^{er} avril 2006) à l'échelle du Québec Mode d'approche : Enquête transversale par questionnaire auto-administré réalisée en avril 2006 + enquête téléphonique + enquête auprès des vaccinateurs par téléphone, télécopieur, ou courrier réalisée entre le 23 mai au 24 juin Source données vaccinales : Carnet vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur.	CV complète à 12 mois et 24 mois selon le nombre de doses administrées quelque soit l'âge d'administration. Nombre de doses d'antigène requis : 12 mois : DCaT-P-Hib (3 doses, 1 Hib avant 15 mois), rougeole (1 dose); rubéole-oreillons (1 dose), pneumocoque (3 doses ou 2 doses à partir de 12 mois). 24 mois : DCaT-P-Hib (4 doses, 1 Hib avant 15 mois), rougeole (2 doses); rubéole-oreillons (1 dose) <u>Couverture vaccinale complète et valide à 12 mois et 24 mois :</u> même définition que précédemment mais en respectant l'âge et les intervalles minimaux prévus au calendrier de vaccination à l'âge considéré. <u>Couverture vaccinale pour l'influenza :</u> si l'enfant a reçu depuis sa naissance au moins 2 doses avec un minimum d'un mois d'intervalle.	Taux de réponse cohorte de 1 an : 73 % Taux de réponse cohorte de 2 ans : 71 % <i>Couverture vaccinale complète selon la cohorte :</i> 12 mois : 87,8 % et 75,3 % toutes les doses administrées avant 15 mois. 24 mois : 85,4 % et 80 % (79,8 %) lorsque toutes les doses ont été reçues avant 24 mois. <i>Couverture vaccinale complète et valide selon la cohorte :</i> 12 mois : 83,1 % et 70,2 % toutes les doses administrées avant 15 mois. 24 mois : 79,8 % (75,6-83,6) et 74,7 % (70,2-78,8) lorsque toutes les doses ont été reçues avant 24 mois. <i>Couverture vaccinale influenza selon la cohorte :</i> 12 mois : 2005 : 1 dose=41,8 % et 2 doses=33,3 % 24 mois : 2005 : 1 dose=37,7 % et 2 doses=33,6 % 2004 : 1 dose=36,7 % et 2 doses=29,0 % Facteurs associés au statut vaccinal complet <u>Analyse bivariée :</u> (test de khi carré ou test de Fisher) <u>Caractéristiques de l'enfant</u> Enfants âgés de 12 mois : % Complet Lieu de naissance <i>Toutes les doses</i> Québec : 89,5 %, Hors Québec : 70,6 %, p=0,03 Type de région de résidence <i>Doses avant 15 mois</i> Urbaine : 68,6 % Prédominance urbaine : 73,0 % Autres : 81,6 %, p=0,03 Lieu de vaccination <i>Toutes les doses</i> CLSC : 93,4 % Clinique médicale/CH : 81,7 % Mixte : 82,9 %, p=0,001 <i>Doses avant 15 mois</i> CLSC : 83,4 % Clinique médicale/CH : 66,4 % Mixte : 66,7 %, p<0,001 Rang de l'enfant dans la fratrie

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
			<p><i>Doses avant 15 mois</i> 1^{er} : 79,7 % 2^e : 72,5 %, p=0,08</p> <p>Fréquentation d'un milieu de garde <i>Doses avant 15 mois</i> Oui : 80,9 % Non : 68,2 %, p=0,003</p> <p><u>Caractéristiques familiales :</u> Scolarité de la mère <i>Doses avant 15 mois</i> Secondaire complété ou non : 70,0 % Niveau collégial et universitaire : 79,7 %</p> <p>Type de famille <i>Doses avant 15 mois</i> Avec conjoint : 77,4 % Monoparentale : 59,3 %, p=0,05</p> <p>Indice de défavorisation matérielle <i>Toutes les doses</i> Très favorisé (quintile 1) : 87,8 % Favorisé à défavorisé (2^e, 3^e, 4^e) : 90,5 % Très défavorisé (5^e quintile) : 80,2 %, p=0,03</p> <p><i>Doses avant 15 mois</i> Très favorisé (quintile 1) : 70,3 % Favorisé à défavorisé (2^e, 3^e, 4^e) : 79,8 % Très défavorisé (5^e quintile) : 66,7 %, p=0,02</p> <p><u>Enfants âgés de 24 mois</u> % complet Rang de l'enfant dans la fratrie <i>Toutes les doses</i> 1^{er} : 91,9 % 2^e : 84,0 %, p=0,01</p> <p><i>Doses avant 24 mois</i> 1^{er} : 87,3 % 2^e : 77,0 %, p=0,01</p> <p><u>Caractéristiques familiales :</u> Scolarité de la mère <i>Toutes les doses</i> Secondaire complété ou non : 83,6 % Niveau collégial et universitaire : 90,1 %, p=0,07</p> <p>Type de famille <i>Doses avant 24 mois</i> Avec conjoint : 83,1 % Monoparentale : 71,1 %, p=0,07</p>

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
			<p>Opinion sur la vaccination : <u>Cohorte de 1 an :</u> Respect du calendrier <i>Toutes les doses</i> Accord : 89,3 % Désaccord : 25,0 % Ne sait pas : 75,0 %, p=0,005 <i>Doses avant 15 mois</i> Accord : 77,1 % Désaccord : 0,0 % Ne sait pas : 75,0 %, p=0,003 Risques reliés aux retards <i>Toutes les doses</i> Accord : 90,5 % Désaccord : 83,3 % Ne sait pas : 84,4 %, p=0,05 <i>Doses avant 15 mois</i> Accord : 79,3 % Désaccord : 68,8 % Ne sait pas : 71,9 %, p=0,03 3 injections à la même visite <i>Toutes les doses</i> Accord : 93,4 % Désaccord : 85,6 % Ne sait pas : 80,8 %, p=0,01 <i>Doses avant 15 mois</i> Accord : 84,7 % Désaccord : 70,2 % Ne sait pas : 69,2 %, p=0,001 <u>Cohorte de 2 ans</u> Respect du calendrier <i>Toutes les doses</i> Accord : 83,6 % Désaccord : 28,6 % Ne sait pas : 66,7 %, p=0,002 <i>Doses avant 24 mois</i> Accord : 89,5 % Désaccord : 28,6 % Ne sait pas : 66,7 %, p<0,001 Risques reliés aux retards <i>Toutes les doses</i> Accord : 84,9 % Désaccord : 75,8 % Ne sait pas : 83,7 %, p=0,05 2 injections à la même visite</p>

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
			<p><i>Doses avant 24 mois</i> Accord : 90,1 % Désaccord : 79,2 % Ne sait pas : 93,3 %, p=0,01 3 injections à la même visite <i>Toutes les doses</i> Accord : 89,1 % Désaccord : 78,5 % Ne sait pas : 81,3 %, p=0,01 <i>Doses avant 24 mois</i> Accord : 93,8 % Désaccord : 85,4 % Ne sait pas : 84,4 %, p=0,02 4 injections à la même visite <i>Toutes les doses</i> Accord : 91,8 % Désaccord : 79,9 % Ne sait pas : 86,7 %, p=0,03 <i>Doses avant 24 mois</i> Accord : 95,1 % Désaccord : 86,8 % Ne sait pas : 86,7 %, p=0,07 Âge au premier vaccin <u>Cohorte 1 an</u> <3 mois : 89,9 % ≥ 3 mois : 78,1 %, p=0,06 <u>Cohorte 2 ans</u> <2 mois + 2 sem. : 89,6 % ≥ 2 mois + 2 sem. : 78,7 %, p=0,02 <3 mois : 90,1 % ≥ 3 mois : 52,0 %, p<0,001 Une couverture vaccinale plus élevée tant à 1 an qu'à 2 ans est associée significativement à l'âge au premier vaccin. Occasions manquées La non administration simultanée des vaccins prévus à la même visite est associée significativement à une plus faible couverture vaccinale dans les deux cohortes : Les vaccins des visites prévues à 2 (16 %) et 12 mois (39 %) sont donnés séparément dans la cohorte 1 et 18 % (12 mois) et 25 % (18 mois) dans la cohorte 2. <i>Facteurs associés au statut vaccinal incomplet selon la cohorte</i> <u>Analyse multivariée</u> Régression logistique <u>Cohorte 1 an :</u> Lieu de vaccination</p>

AUTEUR, DATE/ PAYS	DISPOSITIF ¹	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS FORCES ET LIMITES
			<p>Clinique médicale ou mixte : RC=3,1 IC 95 % (1,8-5,3)</p> <p>Âge au premier vaccin ≥ 3 mois : RC=3,7 IC 95 % (1,6-8,5)</p> <p>3 injections à la même visite Désaccord : RC=2,3 IC 95 % (1,3-3,8)</p> <p>Type de famille Monoparentale : RC=3,3 IC 95 % (1,3-8,2)</p> <p>Fréquentation d'un milieu de garde Ne fréquente pas un milieu de garde : RC=1,8 IC 95 % (1,1-3,0) la non administration simultanée des vaccins recommandés à 2 mois, le désaccord avec l'administration de 3 injections à la même visite.</p> <p>Indice de défavorisation matérielle Très défavorisé 5^e quintile : RC=2,1 IC 95 % (1,1-4,0)</p> <p>Occasion manquée Vaccins donnés séparément : RC=3,6 IC 95 % (2,0-7,0)</p> <p><u>Cohorte 2 ans</u></p> <p>Lieu de vaccination Clinique médicale ou mixte : RC=1,9 IC 95 % (1,0-3,5)</p> <p>Âge au premier vaccin ≥ 3 mois : RC=2,7 IC 95 % (1,4-5,3)</p> <p>3 injections à la même visite Désaccord : RC=1,8 IC 95 % (1,0-3,3)</p> <p>Type de famille Monoparentale : RC=2,3 IC 95 % (0,9-5,6)</p> <p>Rang de l'enfant dans la famille 2^e et plus : RC=2,4 IC 95 % (1,3-4,3)</p> <p>Occasion manquée Vaccins donnés séparément : RC= 2,4 IC 95 % (1,3-4,5)</p> <p><u>Forces</u> -1^e étude robuste sur la couverture vaccinale et ses déterminants à l'échelle de la province du Québec Étude effectuée auprès d'un échantillon aléatoire d'enfants de l'ensemble du Québec : étude représentative et ↑ possibilité de généralisation aux enfants québécois.</p> <p><u>Limites</u> -Taux de réponses 73 % et 71 % : possibilité biais de sélection lié à la non-réponse si les parents non-participants présentent des caractéristiques différentes des parents participants. -Biais invoqués par les auteurs : biais d'information, biais par erreur de classification par rapport l'utilisation de l'indice de défavorisation (statut socioéconomique), biais de désirabilité par rapport à l'information des données vaccinales obtenues des parents à partir du questionnaire auto-administré, biais de confusion dans l'identification des facteurs associés au statut vaccinal.</p>

ANNEXE 2-B

Études américaines et ailleurs dans le monde recensées sur les facteurs de risques « d'un retard dans la vaccination » ou la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon le lieu et l'ordre chronologique de parution de l'étude

Annexe 2-B: Études américaines et autres études ailleurs dans le monde recensées¹ sur les facteurs de risques « d'un retard dans la vaccination » ou la « non vaccination » chez les jeunes enfants selon le lieu et l'ordre chronologique de parution de l'étude

1 Études américaines

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
Marks et al., 1979 Ohio, USA	Échantillon : Échantillon aléatoire simple de 1 147 enfants nés de parents mariés en Ohio durant le mois de mars 1975 Mode d'approche : Questionnaire postal auto-administré + enquête téléphonique + visite parent + validation du dossier médical chez le vaccinateur.	CV à 2 ans : <u>Calendrier 1</u> : 3 DCT 3 VPO 1 RR (série de base) <u>Calendrier 2</u> : 4 DCT 3 VPO 1 RRO (série optimale)	Taux de réponse : 87,4 % CV : 72,5 % calendrier 1 et 40,8 % si calendrier 2. Jamais vaccinés : 1,9 %. <i>Facteurs associés à un statut vaccinal complet :</i> Les variables démographiques indépendamment associées avec « compléter la série de base » : -La couverture vaccinale augmente à mesure que le nombre d'années d'éducation du père augmente ($\chi^2=77,9$; $p<0,0001$). -La même relation prévaut avec l'éducation de la mère : ($\chi^2=49,0$; $p<0,0001$). -La taille de la famille est inversement associée avec le fait de compléter la série d'immunisation de base. Les faibles proportions de couvertures vaccinales sont constatées dans les grandes familles ($\chi^2=26,3$; $p<0,001$). -Les enfants qui vivent dans les SMSAs (Standard metropolitan statistical areas) ont des proportions de couverture vaccinale pour la série de base élevées comparés à ceux qui vivent dans les zones plus rurales non-SMSA ($\chi^2=5,9$; $p<0,02$). -Lorsque l'éducation des parents et la taille de la famille sont comparées simultanément, il en ressort que les enfants avec un parent qui a une éducation <12 ans ou avec au moins 3 frères et/ou sœurs sont plus à risque d'avoir un statut vaccinal incomplet comparés aux enfants dont les 2 parents sont des diplômés niveau collège. -Les enfants qui ont reçu tous ou la majorité de leurs vaccins chez les médecins en cabinet privé étaient plus aptes à avoir leur série de base complétée (76,7 %) que ceux qui l'ont reçue en établissement public (55,6 %, $\chi^2=23,8$; $p<0,001$).
Bobo et al., 1993 Oregon-Washington, USA	Échantillon : Échantillon aléatoire de 1 163 enfants constitué à partir de deux études cas-témoins rétrospectives sur des jeunes	CV complète selon l'âge en jours (4 calendriers) <u>Calendrier 1</u> : 1 DCT 1 VPO à l'âge	CV: 60 % des enfants ont reçu toutes les doses du calendrier 4 soit la série complète à leur 2 ^e anniversaire. <u>Analyse bivariée</u> (test de khi carré). <i>Pourcentage d'enfants à jour dans la vaccination selon le calendrier pour les caractéristiques suivantes :</i>

¹ Études recensées par recherche sur la base de données bibliographiques « PubMed » puis par la méthode « boule de neige » c'est-à-dire par examen des références des articles.

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
	<p>enfants avec des maladies neurologiques graves menées en parallèle dans l'Oregon et à Washington.</p> <p><u>Aperçu des études cas-témoins</u></p> <p>Les cas de la 1^{re} étude ont été rétrospectivement identifiés à partir des dossiers d'hospitalisation des enfants du King County, Washington, qui ont été traités pour un ou plusieurs événements neurologiques aigus entre le 1^{er} janvier 1984 et le 31 juillet 1987, pendant qu'ils étaient âgés de 1 à 24 mois.</p> <p>Les cas de la seconde étude ont été identifiés durant « <i>a comprehensive surveillance effort involving hospitals, outpatient clinics, and physicians in private practice</i> » dans l'Oregon et l'État de Washington. Ces enfants avaient la même distribution d'âge et ont développé les mêmes maladies neurologiques que ceux de l'étude 1, hospitalisés ou non, entre le 1^{er} août 1987 et le 31 juillet 1988 n'importe où que ce soit dans l'un ou l'autre des 2 États.</p> <p>Pour obtenir les données reportées ici, les certificats de naissance informatisés d'Oregon et Washington ont été utilisés pour identifier 10 enfants témoins sur la base des variables date de naissance, âge, genre et lieu de résidence apparié avec chacun des cas participants (2 témoins/1 cas). À partir des adresses des parents obtenues à l'aide des certificats de naissance, des contacts</p>	<p>de 92 jours (1 : 1)</p> <p><u>Calendrier 2 :</u></p> <p>3 DCT 2 VPO à l'âge de 366 jours (3 : 2)</p> <p><u>Calendrier 3 :</u></p> <p>3 DCT 3 VPO 1 RRO à l'âge de 732 jours (2 ans)</p> <p><u>Calendrier 4 :</u></p> <p>4 DCT 3 VPO 1 RRO à 732 jours (2 ans)</p>	<p>Poids de naissance :</p> <p><2500g vs ≥2500g,</p> <p>calendrier 1 : 63,9 % vs 78,4 %, p<0,05</p> <p>Rang de l'enfant dans la fratrie :</p> <p>1^{er} né vs pas 1^{er} né, selon :</p> <p>calendrier 1 : 83,6 % vs 75,0 %, p<0,001</p> <p>calendrier 2 : 84,2 % vs 73,6 %, p<0,001</p> <p>calendrier 3 : 75,0 % vs 66,3 %, p<0,05</p> <p>calendrier 4 : 67,4 % vs 55,4 %, p<0,01</p> <p>Revenu familial :</p> <p>Faible vs moyen ou élevé</p> <p>calendrier 1 : 70,3 % vs 80,1 %, p<0,01</p> <p>calendrier 2 : 67,8 % vs 79,8 %, p<0,001</p> <p>calendrier 3 : 59,6 % vs 72,0 %, p<0,05</p> <p>calendrier 4 : 50,9 % vs 62,1 %, p<0,05</p> <p>Éducation de la mère :</p> <p><12 ans vs =12 ans vs >12 ans</p> <p>calendrier 1 : 63,4 % vs 77,7 % vs 80,3 %, p<0,01,</p> <p>calendrier 2 : 61,5 % vs 75,3 % vs 80,8 %, p<0,001</p> <p>calendrier 4 : 40,0 % vs 56,9 % vs 64,4 %, p<0,05</p> <p>Statut marital :</p> <p>Mère mariée vs non mariée</p> <p>calendrier 1 : 79,6 % vs 64,2 %, p<0,001</p> <p>calendrier 2 : 78,2 % vs 69,2 %, p<0,05</p> <p>calendrier 3 : 70,9 % vs 54,9 %, p<0,05</p> <p>calendrier 4 : 61,3 % vs 45,1 %, p<0,05</p> <p>À jour pour le calendrier 1 → à jour pour les autres calendriers :</p> <p>Oui vs non</p> <p>calendrier 2 : 88,0 % vs 39,0 %, p<0,001</p> <p>calendrier 3 : 77,8 % vs 43,0 %, p<0,001</p> <p>calendrier 4 : 69,5 % vs 28,9 %, p<0,001</p> <p>1^{re} dose DTC reçue chez vaccinateurs :</p> <p>cabinet privé vs autres</p> <p>calendrier 1 : 87,6 % vs 66,3 %, p<0,001</p> <p>calendrier 2 : 84,7 % vs 69,7 %, p<0,001</p> <p>calendrier 3 : 75,9 % vs 63,2 %, p<0,01</p> <p>calendrier 4 : 66,7 % vs 52,8 %, p<0,01</p> <p><u>Analyse multivariée</u></p> <p>Régression logistique avec stratégie de type « stepwise » selon le modèle 1 qui inclut les variables enfants/parents ou le modèle 2 qui inclut les variables enfants/parents + le statut du calendrier 1</p> <p>Odds ratio des variables associées à un retard de vaccination pour les 4 calendriers</p> <p><u>Calendrier 1</u></p> <p>Modèle 1</p> <p>Pas 1^{er} né : OR=1,7, IC 95 % (1,3-2,4)</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
	<p>téléphoniques et postaux ont permis de localiser les enfants à sélectionner. Une paire d'enfants a été incluse pour chaque cas.</p> <p>Mode d'approche : Entrevue téléphonique d'une durée de 30 minutes auprès des parents d'enfants (la mère le plus souvent)</p> <p>Source données vaccinales : Carnet de vaccination ou autre sorte de carnet "baby book" de l'enfant + validation du dossier médical chez le vaccinateur.</p>		<p>Faible poids de naissance : OR=2,3, IC 95 % (1,1-4,7)</p> <p>Mère a complété le secondaire (High school) : OR=0,6, IC 95 % (0,3-0,9)</p> <p>Mère a indiqué une éducation post secondaire (mother reported some post high school education) : OR=0,5, IC 95 % (0,3-0,8)</p> <p>Mère non mariée : OR=2,0, IC 95 % (1,3-3,1)</p> <p><u>Calendrier2</u></p> <p><i>Modèle 1</i></p> <p>Pas 1^e né : OR=2,0 IC 95 % (1,4-2,7)</p> <p>Faible revenu familial : OR=1,6 IC 95 % (1,2-2,4)</p> <p>Mère a indiqué une éducation post secondaire (mother reported some post high school education): OR=0,5, IC 95 % (0,3-0,8)</p> <p><i>Modèle 2</i></p> <p>Pas 1^e né : OR=1,6 IC 95 % (1,1-2,4)</p> <p>Faible revenu familial : OR=1,7 IC 95 % (1,1-2,4)</p> <p>Pas à jour à 92 jours d'âge : OR=10,3 IC 95 % (7,3-14,7)</p> <p><u>Calendrier3</u></p> <p><i>Modèle 1</i></p> <p>Pas 1^e né : OR=1,5, IC 95 % (1,1-2,3)</p> <p>Faible revenu familial : OR=1,8 IC 95 % (1,2-2,8)</p> <p><i>Modèle 2</i></p> <p>Pas à jour à 92 jours d'âge : OR=4,4 IC 95 % (3,0-6,6)</p> <p><u>Calendrier4</u></p> <p><i>Modèle 1</i></p> <p>Pas 1^e né : OR=1,7, IC 95 % (1,2-2,3)</p> <p>Mère a complété le secondaire (high school) : OR=0,6, IC 95 % (0,4-0,8)</p> <p>Mère a indiqué une éducation post secondaire (mother reported some post high school education): OR=0,4, IC 95 % (0,3-0,5)</p> <p><i>Modèle 2</i></p> <p>Mère a complété le secondaire (high school) : OR=0,4, IC 95 % (0,3-0,7)</p> <p>Mère a indiqué une éducation post secondaire (mother reported some post high school education): OR=0,3, IC 95 % (0,2-0,4)</p> <p>Pas à jour à 92 jours d'âge : OR=5,3 IC 95 % (3,5-8,0)</p>
Miller et al., 1994 Colorado, USA	<p>Échantillon : Échantillon aléatoire systématique d'enfants âgés de 2 ans</p> <p>Mode d'approche : <u>Sélection des cas et témoins :</u> À partir des données de l'enquête académique 1991-1992. Pour obtenir les caractéristiques sociodémographiques : Entrevue téléphonique à l'aide d'un questionnaire structuré auprès de l'adulte responsable de l'enfant</p>	<p>Cas (n=153): Enfants n'ayant pas reçu le vaccin contre la rougeole rubéole oreillons (RRO) à l'âge de 2 ans</p> <p>Témoins (n=195): Enfants ayant reçu le vaccin contre la rougeole rubéole oreillons (RRO) à l'âge de 2 ans</p>	<p><i>Facteurs de risque statistiquement significatifs</i></p> <p><u>Analyse bivariée</u> (test de khi carré et test de Student pour les moyennes)</p> <p>Éducation de la mère : cas (n=153) vs témoins (n=192)</p> <p><secondaire (Less than a high school education) : 22,2 % vs 13,8 %, OR=2,6 IC 95 % (1,4-4,8)</p> <p>secondaire (completed than a high school education): 49,0 % vs 39,5 %, OR=2.0 IC 95 % (1,2-3,3)</p> <p>>secondaire(more than a high school education) : 28,5 % vs 44,8 %, OR=1,0</p> <p>Âge de la mère : cas (n=149) vs témoins (n=190)</p> <p><21 ans : 32,0 % vs 16,4 %, OR=2,3 IC 95 % (1,1-4,7)</p> <p>Taille de la famille</p> <p>Nombre de frères plus vieux : cas (n=152) vs témoins (n=195)</p> <p>≥ : 32,9 % vs 23,6 %, OR=1,9 IC 95 % (1,1-3,3)</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
	entre la naissance et l'âge de 2 ans. Sources données vaccinales : Département du programme d'immunisation du Colorado (Colorado Department of Health Immunization Program)		Nombre de déménagements entre naissance de l'enfant et âge de 2 ans : cas (n=153) vs témoins (n=195) \geq : 32,0 % vs 16,4 %, OR=2,4 IC 95 % (1,4-4,0) Participer à un programme d'assistance du gouvernement : cas (n=152) vs témoins (n=190) «Ticket nourriture» : 31,6 % vs 15,3 %, OR=2,6 IC 95 % (1,5-4,3) WIC (<i>The special Supplemental Food Program for Woman, Infants, and Children</i>): 42,8 % vs 30,7 %, OR=1,7 IC 95 % (1,1-2,6) Connaissance: cas (n=153) vs témoins (n=195) Connaissance insuffisante de l'âge adéquat pour recevoir RRO : 81,0 % vs 63,6 %, OR=2,4 IC 95 % (1,5-4,0) <u>Analyse multivariée</u> Régression logistique (<i>Odds ratio</i>) Nombre de frères plus vieux : \geq : OR=3,2 IC 95 % (1,6-6,3) =1 : OR=2,2 IC 95 % (1,2-4,1) Âge de la mère : <21 ans : OR=2,8 IC 95 % (1,1-7,0) Connaissance: Connaissance insuffisante de l'âge recommandé pour recevoir RRO OR=2,7 IC 95 % (1,5-4,8)
Lieu et al., 1994 Californie du Nord, USA	Échantillon : Échantillon aléatoire de 530 enfants âgés de 13 mois suivis dans les cliniques de l'organisation : « Northern California Kaiser Permanente Medical Care Program (KPMCP) » et sélectionné entre mars et juillet 1992. Mode d'approche : Cohorte prospective (suivi par système informatisé de l'organisation + entretiens téléphoniques). Source données vaccinales : Chaque enfant a été suivi pendant 5 mois via le système d'immunisation informatisé de l'organisation + enquête pour les enfants sans données vaccinales dans le système informatisé pour le RRO à l'âge de 18 mois.	CV complète : RRO complété à 15 mois Retard : si pas à jour pour RRO à 15 mois et avec 90 jours de retard.	Risque relatif des facteurs de risque associés à un retard dans la vaccination <u>Analyse bivariée</u> (test de khi carré, test de Wilcoxon) Race (Blanche - Latino - Asiatique - noire et autres) Noire : RR=2,1 IC 95 % (1,2-3,8), p=0,03 Nombre d'enfants dans la famille (1, 2 et \geq enfants) \geq : RR=2,2 IC 95 % (1,3-3,7), p=0,007 Retard pour la dose précédente de 1 mois ou plus Oui : RR=2,6 IC 95 % (1,7-4,1), p<0,001 Parent ne sait pas quand la prochaine piqûre est due RR=2,2 IC 95 % (1,4-3,3), p<0,001 <u>Analyse multivariée</u> <i>Analyse de régression logistique des prédicteurs d'un retard de 90 jours ou plus dans la vaccination RRO (les variables associées avec un retard de vaccination au niveau p<0,10 ont été incluses dans le modèle)</i> Nombre d'enfants dans la famille <i>Famille avec 3 enfants et plus</i> OR ajusté=1,4 IC 95 % (1,1-1,8), p=0,007 Méconnaissance du calendrier (ne savent pas quand la piqûre suivante est due) OR ajusté=2,0 IC 95 % (1,2-3,5), p=0,01 Parent inquiet sur les risques des piqûres OR ajusté=0,7 IC 95 % (0,6-0,8), p=0,03 Pas de médecin régulier OR ajusté=2,9 IC 95 % (1,0-8,6), p=0,05

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
Bates et al., 1994 Centre-ouest des États- Unis, USA	<p>Échantillon : Enfants nés entre 4 avril et 15 septembre 1992 à l'Hôpital municipal dans le Midwest des États-Unis.</p> <p>Mode d'approche Cohorte prospective (nouveau-nés suivis de la naissance à l'âge de 7 mois).</p> <p>Entrevue initiale face à face auprès des mères + entrevue téléphonique 9 et 12 mois après l'entrevue initiale. n=464.</p> <p>Source données vaccinales : Dossiers médicaux</p>	<p>CV complète : 3 mois : 1 DCT 1 P, 90 jours après la naissance 7 mois: 3 DCT 2P, 210 jours après la naissance</p> <p>Définition de la pauvreté Considérés pauvres : Famille de 2 ou moins avec un revenu moins que 10 000 \$, Famille de 3 ou plus avec un revenu moins que 15 000 \$,</p>	<p><u>Analyse bivariable</u> (analyse de variance, test de khi carré, test de t) <i>Initiation de la série vaccinale à 3 mois</i> Mères mariées vs mères non mariées : 75 % vs 64 %, p<0,05 Mères qui vivent avec la grand-mère de l'enfant vs ne vivent pas avec la grand-mère 77 % vs 63 %, p<0,01 Mères qui ont des soins prénataux adéquats vs non 75 % vs 63 %, p<0,01 Mères qui perçoivent des barrières logistiques aux soins vs n'en perçoivent pas 50 % vs 68 %, p<0,05 Mères qui vivent dans la pauvreté vs ne vivent pas dans la pauvreté 63 % vs 72 %, p<0,05 <i>Continuation de la vaccination à 7 mois</i> Mères qui vivent dans la pauvreté vs non 23 % vs 39 %, p<0,001 Mères des 1^{er} nés vs non 37 % vs 24 %, p<0,01 Mères qui vivent avec la grand-mère de l'enfant vs vivent pas avec grand-mère 40 % vs 25 %, p<0,01 Mères qui ont reçu des soins prénataux adéquats vs non 38 % vs 25 %, p<0,01 L'initiation de la vaccination à 3 mois prédit fortement sa continuation à 7 mois. <u>Analyse multivariée</u> Régression logistique <i>Odds ratio ajusté des facteurs de risque significatifs (IC 95 %)</i> <i>Initiation de la vaccination à 3 mois</i> Le statut marital Marié : OR=1,95 (1,21-3,16) Corésidence avec la grand-mère de l'enfant : OR=2,34 (1,21-3,16) Soins prénataux adéquats : OR=1,56 (1,01-2,43) Percevoir moins de barrières aux soins : OR=0,43 (0,21-0,85) <i>Compléter la vaccination à 7 mois</i> Dans la pauvreté OR=0,53 (0,34-0,82) Le statut marital Marié : OR=1,64 (1,02-2,66) Corésidence avec la grand-mère de l'enfant : OR=2,01 (1,24-3,27) Soins prénataux adéquats :</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>OR=1,81 (1,16-2,82)</p> <p>Percevoir des barrières logistiques aux soins : OR=0,38 (0,15-0,97)</p> <p>Percevoir de la susceptibilité aux symptômes communs OR=0,52 (0,33-0,83)</p> <p>Percevoir des bénéfices à prévenir la maladie OR=0,62 (0,40-0,96)</p> <p><i>Compléter la vaccination à 7 mois parmi ceux qui l'avaient initiée à 3 mois</i></p> <p>Dans la pauvreté OR=0,49 (0,30-0,79)</p> <p>Soins prénataux adéquats OR=1,66 (1,02-2,70)</p> <p>Percevoir de la susceptibilité aux symptômes communs OR=0,58 (0,35-0,97)</p> <p>Percevoir modérément des bénéfices à prévenir la maladie OR=0,53 (0,35-0,96)</p>
Salsberry et al., 1994 Ohio, USA	<p>Échantillon: Échantillon systématique de 1 011 enfants nés entre le 1^{er} juillet 1988 et le 30 juin 1989 dans le comté de Columbus-Franklin en Ohio.</p> <p>Mode d'approche : Enquête postale par questionnaire auto-administré réalisée en septembre 1991 + relance téléphonique</p> <p>Source données vaccinales : Les parents devaient répondre par « oui », « non » ou « pas sûr » si chaque dose avait été reçue par leur enfant à partir d'une liste de vaccins recommandés par le « American Academy of Pediatrics » (1988).</p>	<p>CV à 2 ans 4 DCT, 3 doses du vaccin polio oral (VPO) et 1 RRO</p>	<p>Taux de réponse : 39,3 %</p> <p>Couverture vaccinale complète : 31,1 %</p> <p><u>Analyse bivariée</u> : (test t de Student, test de khi carré et test de Fisher)</p> <p>Facteurs démographiques :</p> <p>Proportion enfants non immunisés (n=206) vs enfants immunisés (93)</p> <p>Naissance hors-mariage Moyenne : 11,5 % vs 3,2 %, p=0,03</p> <p>Revenu familial annuel (effet pas clair)</p> <p><5 000 \$: 4,7 % vs 1,1 %</p> <p>5 000-9 999 : 2,1 % vs 0,0 %</p> <p>10 000-19 999 : 6,8 % vs 3,4 %</p> <p>20 000-29 999 : 16,2 % vs 18,2 %</p> <p>30 000-39 999 : 21,4 % vs 37,1 %</p> <p>40 000-49 999 : 16,2 % vs 18,0 %</p> <p>≥50 000 \$: 32,8 % vs 22,5 %, p=0,04</p> <p>Âge de la mère Moyenne : 28,5 vs 29,6, p=0,04</p> <p>Enfants vivants précédents Moyenne : 1,7 vs 1,4, p=0,04</p> <p>Source de vaccination Clinique de l'hôpital : 10,1 % vs 2,2 %, p=0,02</p> <p>Mères qui tendent d'être moins éduquées :</p> <p><collège : 7,3 % vs 1,1 %</p> <p>=collège : 29,8 % vs 30,1 %</p> <p>>collège : 62,4 % vs 68,8 %, p=0,14</p> <p><i>Barrières et croyances concernant l'immunisation :</i></p> <p>Facteurs statistiquement significatifs rapportés par les deux groupes % non immunisés (n=206) vs % immunisés (93)</p> <p>Coût :</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>32,6 % vs 44,0 %, $p=0,06$ Assurance qui ne couvre pas la vaccination : 31,4 % vs 42,9 %, $p=0,006$ Long temps d'attente : 24,2 % vs 35,2 %, $p=0,05$ Vaccination pas administrée à cause de la fièvre ou le rhume: 30,9 % vs 18,7 %, $p=0,03$ Ne pas savoir quand la vaccination de l'enfant est due : 5,5 % vs 13,9 %, $p=0,04$ Perte du carnet de vaccination : 6,7 % vs 1,1 %, $p=0,04$ Vaccination rend l'enfant malade : 15,7 % vs 2,2 %, $p=0,0003$ Vaccination n'est pas prévue en même temps que la visite de routine : 9,7 % vs 2,2 %, $p=0,03$ <u>Analyse multivarée</u> Régression logistique Odds ratios <i>Facteurs de risque d'une vaccination incomplète</i> Naissance hors-mariage OR=3,9 IC 95 % (1,2-13,5), $p=0,03$. Vaccination à la clinique de l'hôpital : OR=4,9 IC 95 % (1,1-21,1), $p=0,04$ Vaccination séparée du suivi (checkups) OR=4,8 IC 95 % (1,1-21,1), $p=0,04$ Vaccination pas administrée à cause de la fièvre ou le rhume: OR=1,9 IC 95 % (1,1-3,6), $p=0,03$ Vaccination rendra l'enfant malade : OR=8,4 IC 95 % (2,0-36,1), $p=0,004$</p>
Wood et al., 1995 Los Angeles, USA	<p>Échantillon : Échantillon par grappe à plusieurs niveaux d'enfants Latino et Africains-américains âgés de 12 à 36 mois et résidant dans 2 milieux défavorisés de Los Angeles n=724 Latino, n= 301 Africains-américains Mode d'approche : Enquête par une visite à domicile et entrevue auprès de l'adulte responsable de la garde de l'enfant. Source données vaccinales : Carnet vaccination ou «shot</p>	<p>CV à 2 ans 4 DCT 3 VPO 1 RRO définition du niveau de pauvreté pour une famille de 4 en 1991 = revenu annuel de 13 924 \$</p>	<p><u>Analyse multivariée</u> Régression logistique de type « stepwise » Odds ratio ajustés des facteurs associés avec « à jour dans la vaccination à 24 mois » Les enfants latino ont moins de chance d'être à jour dans la vaccination à 24 mois s'ils reçoivent leurs soins en cabinet privé vs public : OR=0,45 IC 95 % (0,26-0,79). Les enfants Africains-américains ont plus de chance d'être à jour dans la vaccination à 24 mois s'ils étaient à jour à 3 mois : OR=5,56 IC 95 % (1,43-21,6), ont des visites additionnelles chez le médecin : OR=1,13 IC 95 % (1,01-1,27) et ont moins de chance s'ils étaient sur « Medicaid » vs assurance privée: OR=0,26 (0,08-0,90) Chaque visite additionnelle chez le médecin augmente de 13 % les chances d'être à jour dans la vaccination à 24 mois des enfants africains-américains. <u>Note</u> : Seuls les résultats des enfants de 24 mois sont rapportés ici.</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
	card»+ validation du dossier médical chez le vaccinateur		
Williams et al., 1995 Virginie, USA	<p>Échantillon: Échantillon stratifié par grappe → trois strates ont été créées selon le statut socioéconomique (SES) des enfants dans chaque zone d'école publique de Virginie en 1992 et un échantillon aléatoire de 2 519 enfants de 1^{ère} année a été sélectionné.</p> <p>Mode d'approche : Cohorte historique (rétrospective)</p> <p>Source données vaccinales : Relevé du dossier médico-scolaire</p>	<p>CV à 2 ans 4 DCT 3 VPO 1 RRO,</p> <p>Définition de la pauvreté : Faible SES : R/capita <10 600 \$ Moyen SES R/capita $\geq 10\ 600 \leq 18\ 800$ \$ Haut SES R/capita $\geq 18\ 800$ \$</p>	<p>Très faible immunisation : CV à 2 ans=58 % Des faibles couvertures vaccinales à 24 mois ont été trouvées dans toutes les zones de Virginie selon le SES, la densité de la population et la race. Cependant, une sous immunisation plus sévère a été constatée chez les enfants pauvres des zones urbaines (42,3 % des enfants dans faibles SES zones urbaines sont immunisés à deux ans vs 64,0 % des enfants dans hauts SES zones rurales). Les enfants dont l'école est située dans le secteur de recensement avec un revenu/capita de moins de 10 600 \$ et qui n'ont pas reçu la 1^{ère} dose et la 2^e dose de DTC et VPO administré en même temps sont 33,19 plus à risque de ne pas être immunisés à temps à deux ans comparés aux enfants dont l'école est située dans le secteur avec un revenu per capita supérieur à 18 800 et qui ont reçu la 1^{ère} et la seconde dose de DCT et VPO simultanément (IC 95 % (18,29-60,22).</p>
Schaffer et Szilagyi, 1995 Rochester, USA	<p>Échantillon: Échantillon de tous les 1^{er} et seconds enfants nés entre 1983 et 1991 et recevant leur soin régulier pédiatrique à la clinique pédiatrique de l'Hôpital « Memorial de Rochester » n=892 (446 paires de frères ou sœurs)</p> <p>Mode d'approche : Examen des dossiers médicaux</p> <p>Source données vaccinales : Fichiers informatisés de la clinique pédiatrique de l'hôpital « Memorial de Rochester »</p>	<p>Variable étudiée : Âge médian auquel le 1^{er} né et le second né ont été immunisés pour DCT 1 DCT 2 DCT 3 DCT 4 et 1 RRO</p>	<p>Rang de l'enfant dans la fratrie Entre 5 à 12 mois, le pourcentage des 2^e enfants complètement immunisés est significativement plus faible que chez les 1^{er} enfants (p entre <0,0001 et <0,05), 1^{er} nés sont plus aptes d'être immunisés à temps que leurs frères pour DCT 2 (67 % vs 55,4 %, p=0,0001) et pour DTC 3 (51,1 % vs 39,7 %, p=0,0009). Le vaccin DCT 2 est donné à l'âge médian 10 jours en retard, et DCT 3, 20 jours en retard, aux seconds nés qu'aux premiers nés. La vaccination en retard des premiers nés augmente le risque des seconds nés d'être aussi en retard.</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
Lannon et al., 1995 Caroline du Nord, USA	Échantillon : Mères d'enfants recevant les soins dans 5 départements de santé en Caroline du Nord n=50 Mode d'approche : Focus group		Thèmes ressortis d'un retard ou barrière à la vaccination: Les mères socialement désavantagées Barrières organisationnelles Manque de flexibilité dans le calendrier Temps d'attente long Barrières personnelles Transport Conflit heure vaccination avec le travail Manque de connaissance du calendrier vaccinal de l'enfant Contre indications erronées (rhume etc.) Crainte sur la sécurité des vaccins (réactions ou allergies) Manque de connaissance sur les bienfaits de la vaccination
Guendelman et al., 1995 San Diego, USA	Échantillon : Échantillon de 788 enfants âgés de 8 à 16 mois et résidant dans 221 blocs sélectionnés aléatoirement dans un quartier défavorisé de San Diego. Mode d'approche : Entrevue à domicile à l'aide d'un questionnaire conduite entre août 1992 et janvier 1993 auprès des mères. Source données vaccinales : Carnet de vaccination	Enfant est considéré âge approprié si tous les vaccins sont reçus 30 jours au plus tard après l'âge recommandé par « the Immunization Practices Advisory Committee of Centers for Disease Control and Prevention »: 1 ^{er} VPO, DCT à 3 mois, 2 ^e VPO, DCT à 5 mois, 3 ^e DCT à 7 mois et 3 ^e VPO, 4 ^e DCT et 1 RRO à 16 mois	<i>Facteurs associés significativement avec « Pas âge approprié dans la vaccination » :</i> <u>Analyse bivariée</u> (n=788) <i>% d'enfants pas âge approprié dans la vaccination selon les caractéristiques de la mère et odds ratio de chaque facteur</i> Statut marital <i>Mère seule</i> 63 %, OR=1,54 IC 95 % (1,05-2,27) <i>Mère divorcée</i> 70,7 %, OR=2,19 IC 95 % (1,29-3,74) Nombre de grossesses <i>Plusieurs</i> 62,8 %, OR=1,81 IC 95 % (1,20-2,73) <i>Peu de grossesse</i> 59,3 %, OR=1,56 IC 95 % (1,11-2,18) Santé fragile de la mère <i>Mauvaise :</i> 64,0 %, OR=1,49 IC 95 % (1,04-2,15) <i>Bonne :</i> 54,4 %, OR=1 Vie stressante <i>Oui :</i> 62,3 %, OR=1,65 IC 95 % (1,23-2,23) <i>Non :</i> 50,0 %, OR=1 Vivre dans le voisinage (nombre d'année) <i><= 1 ans :</i> 62,0 %, OR=1,61 IC 95 % (1,20-2,16) <i>> 1 ans :</i> 50,0 % Mère de l'enfant perçoit des barrières aux soins : (transport, communication, financières) <i>Oui :</i> 61,6 %, OR=1,39 IC 95 % (1,03-1,89) <i>% d'enfants pas âge approprié dans la vaccination selon les caractéristiques de l'enfant et odds ratio de chaque facteur</i> Rang de l'enfant dans la fratrie <i>Enfants suivants :</i> 60,0 %, OR=1,56 IC 95 % (1,14-2,13) <i>1^{er} né :</i> 49,0 %, OR=1,0 Âge de l'enfant

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>14-16 mois : 69,6 %, OR=2,66 IC 95 % (1,83-3,87)</p> <p>Santé de l'enfant excellente</p> <p>Non : 66,7 %, OR=1,64 IC 95 % (1,04-2,59)</p> <p><i>% d'enfants pas âge approprié dans la vaccination selon l'utilisation des services de santé et odds ratio de chaque facteur</i></p> <p>Nombre de mois depuis la dernière visite</p> <p>>2 mois : 69,4 %, OR=2,00 IC 95 % (1,27-3,17)</p> <p>1-2 mois : 53,2 %, OR=1,0</p> <p>Début des soins prénataux</p> <p>3^e trimestre/pas de soin : OR=64,7 %, OR=1,72 IC 95 % (1,10-2,68)</p> <p>2^e trimestre : 61,4 %, OR=1,49 IC 95 % (1,07-2,09)</p> <p>1^{er} trimestre : 51,6 %, OR=1,0</p> <p><u>Analyse multivariée :</u></p> <p>(n=721)</p> <p>Régression logistique prédisant la probabilité de ne pas être vacciné à l'âge approprié</p> <p>Statut marital</p> <p><i>Odds ratio</i></p> <p><i>Mère seule vs mariée</i></p> <p>OR=1,64 IC 95 % (1,05-2,55)</p> <p><i>Mère divorcée vs mariée</i></p> <p>OR=2,11 IC 95 % (1,18-3,76)</p> <p>Parité</p> <p><i>«faible nombre de grossesse vs grossesses multiples»</i></p> <p>OR=1,55 IC 95 % (1,08-2,22)</p> <p><i>«nombre de grossesse élevé vs 1 grossesse»</i></p> <p>OR=1,86 IC 95 % (1,17-2,94)</p> <p>Événements de la vie stressante</p> <p>OR=1,57 IC 95 % (1,13-2,17)</p> <p>Vivre dans le voisinage</p> <p><= 1 an vs >1 an, OR=1,49 IC 95 % (1,07-2,08)</p>
Strobino et al., 1996 Baltimore, USA	<p>Échantillon</p> <p>Échantillon aléatoire de 557 enfants nés entre août 1988 et mars 1989 et résidant dans 1 des 57 secteurs de recensement à Baltimore.</p> <p>Mode d'approche :</p> <p>Enquête par entrevue structurée à domicile auprès des parents</p> <p>Source données vaccinales :</p> <p>Dossiers médicaux</p>	<p>CV à 2 ans</p> <p>4 DCT 3 VPO et 1 RRO</p> <p>(respectant les critères de l'âge approprié à selon les recommandations de l'édition 1988 de « the American Academy of Pediatrics Red Book »)</p>	<p>CV à 2 ans selon l'âge approprié= 54 %</p> <p><u>Analyse multivariée</u></p> <p>Régression logistique</p> <p><i>Odds ratio ajustés pour les variables du PMT (protection motivation theory) pour DCT, VPO, RRO « à jour dans la vaccination à 2 ans » (n=525)</i></p> <p><u>Facteurs associés aux croyances :</u></p> <p>Modèle 1 : inclut les variables du PMT (protection motivation theory) seulement</p> <p>Modèle 2 : inclut les variables sociodémographiques et les variables du PMT</p> <p>Ce n'est pas important si l'enfant manque une piqûre :</p> <p>Modèle 1 : OR=0,54 IC 95 % (0,37-0,78)</p> <p>Modèle 2 : OR=0,52 IC 95 % (0,35, 0,78)</p> <p>Les piqûres sont efficaces</p> <p>Modèle 1 : OR=1,68 IC 95 % (1,01-2,82)</p> <p>Modèle 2 : OR=1,91 IC 95 % (1,10-3,32)</p> <p><u>Facteurs démographiques:</u></p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>Modèle 2</p> <p>Race (pas Africains-américains) : OR=2,23 IC 95 % (1,12-4,44)</p> <p>Enfant avec 2 frères ou sœurs OR=0,58 IC 95 % (0,36-0,94)</p> <p>Enfant avec 3 frères et plus OR=0,33 IC 95 % (0,19-0,57)</p> <p>Mère biologique absente de la maison OR=0,38 IC 95 % (0,17-0,88)</p> <p>Mère n'a personne sur qui compter OR=0,31 IC 95 % (0,12-0,81)</p> <p>Reçoit soins du WIC « Special Supplemental Nutrition Programme for Women Infant, and Children » tout le temps pendant les 2 premières années: OR=3,01 IC 95 % (1,89-4,77)</p> <p><u>Note</u> : seuls les résultats de la série complète 4 :3 :1 à 2 ans sont rapportés ici.</p>
CDC, 1998 USA	<p>Échantillon: Échantillon représentatif d'enfants américains âgés entre 19-35 mois. n=32 742</p> <p>Mode d'approche et Source données vaccinales : « National Immunisation Survey » de 1997. Enquête téléphonique + validation du dossier médical chez le vaccinateur n=32 742</p>	<p>CV complète 4 DCT 3 VPO 1 RRO et 3 Hib</p> <p>*Le niveau de pauvreté est donné en fonction de la taille de la famille et du revenu (article Dalaker, J, 1999)</p>	<p>Pauvreté Malgré une amélioration dans la couverture vaccinale des enfants pauvres, un écart de 11 % demeure encore entre les enfants vivant sous et en dessous du seuil de pauvreté fédéral pour l'obtention de la série 4 DCT 3 VPO 1 RRO et 3 Hib.</p> <p>Niveau de pauvreté Les enfants qui vivent en dessous du niveau de pauvreté ont de façon significative une faible couverture vaccinale pour tous les vaccins comparés à ceux qui vivent au niveau ou au dessus du niveau de pauvreté :</p> <p>DCT3 : 93 % vs 97 %, p<0,03 P : 90 % vs 92 %, p<0,05 Hib : 90 % vs 94 %, p<0,03 Rougeole (MCV=measles containing vaccine): 86 % vs 92 %, p<0,03 Hépatite B: 80 % vs 85 %, p <0,03</p> <p>Facteurs démographiques Race : Parmi les enfants vivant en dessous du niveau de pauvreté, quelques différences significatives dans la couverture pour la race/ethnicité ont été observées : Les enfants asiatiques/ Islander pacifiques ont une couverture vaccinale élevée pour hépatite B et DCT 4 comparés aux non- hispanophones blancs, non-hispanophones noirs, et enfants hispanophones. Les enfants non hispanophones noirs ont une couverture plus élevée pour DCT 3 que les enfants hispanophones.</p>
Bates et Wolinsky, 1998 USA	<p>Échantillon: Mère ayant accouché entre 4/04/1992 et 15/09/92 au Grand Hôpital municipal dans le Midwest des États-Unis.</p> <p>Mode d'approche : Cohorte prospective Entrevue face à face avec les mères des enfants à T1+ entrevue téléphonique à T2 afin</p>	<p>CV à 2 ans: 4 DCT 3 P 1 RRO</p> <p>Définition de la pauvreté Famille de 2 ou moins avec un revenu moins que 10 000 \$, Famille de 3 ou plus avec un revenu moins</p>	<p>Facteurs associés avec « % enfants pas à jour à 2 ans » : Analyse bivariée : (khi carré, Mantel-Haenzel et test de t) T1 n=399 T2 n=269</p> <p>Statut marital T1 Marié (n=115) vs non marié (n=282) (37 % vs 50 %), p <0,05</p> <p>Pauvreté Pauvre (281) vs non pauvre (77)</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
	de mesurer les facteurs sociodémographiques etc. Source données vaccinales : Dossiers médicaux	que 15 000 \$, Sont considérés pauvres, T1 =baseline, 24 à 72 h postpartum T2 =deuxième entrevue 9 à 12 mois et 24 à 30 mois après la naissance de l'enfant	<p>T1 (51 % vs 26 %), $p < 0,001$</p> <p>T2 (50 % vs 31 %), $p < 0,05$</p> <p>Race T2 Blancs (191) - Noirs (193) - autres (7) 40 % - 53 % - 60 %, $p < 0,05$</p> <p>Nombre de grossesses T1 1^{re} grossesse (138) – plusieurs grossesses (259) (35 % vs 53 %), $p < 0,05$</p> <p>T2 1^{re} grossesse (138) – plusieurs grossesses (259) (37 % vs 53 %), $p < 0,05$</p> <p>Soins prénataux Adéquats (138) – Inadéquats (261)</p> <p>T1 36 % vs 52 %, $p < 0,05$</p> <p>T2 37 % vs 53 %, $p < 0,05$</p> <p>Source de soins privée de routine Oui (32) vs non (137) (22 % vs 51 %), $p < 0,01$</p> <p>Examiné par même médecin Oui (128) vs non (141) : (37 % vs 57 %), $p < 0,001$</p> <p><u>Analyse multivariée</u> Régression logistique <i>Odds ratio (ajustés pour la race, l'âge de la mère, et l'éducation) des facteurs de risque d'une sous immunisation à 2 ans (IC 95 %)</i></p> <p>T1 (n=399) Vivre dans la pauvreté : OR=2,62 (1,44-4,75) Statut de pauvreté inconnu : OR=3,52 (1,44-8,64) Plusieurs grossesses : OR=2,10 (1,26-3,52) Soins prénataux non adéquats : OR=1,78 (1,12-2,84) Ne pas vivre avec la grand-mère de l'enfant : OR=1,75 (1,01-3,03) Mère de l'enfant pas mariée : OR=1,74 (1,05-2,90)</p> <p>T2 (n=269) Mères avec plusieurs grossesses : OR=2,00 (1,02-3,98), ne vivant pas avec la grand-mère de l'enfant : OR=2,30 (1,15-4,63), qui perçoivent moins de contrôle personnel : OR=2,01 (1,03-3,94), qui perçoivent plus de bénéfice des soins médicaux : OR=1,76 (1,25-2,48), avec moins de satisfaction des soins de santé de leur enfant : OR=1,63 (1,01-2,61).</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
Kenyon et al., 1998 Chicago, USA	<p>Échantillon: Échantillon par grappe des ménages avec des enfants âgés de 19-35 mois nés entre 1 avril 1991 et 1 septembre 1992 dans un secteur défavorisé de Chicago. n=1 244 enfants</p> <p>Mode d'approche : Entrevue par visite à domicile réalisée en avril 1994.</p> <p>Source données vaccinales : Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur</p>	<p>CV complète: 3 ou 4 DCT 3 P 1 RRO</p> <p>Définition pauvreté Familles vivant dans les logements sociaux sont considérées pauvres car reçoivent l'aide de l'État.</p> <p>Autre définition Strates à haut risque correspondent aux strates où il y a eu un taux de 80 % incidence de rougeole en 1989 aux USA Strates à faible risque correspondent aux strates où il y avait moins de 80 % d'incidence de la rougeole en 1989.</p>	<p><u>Comparaison et association évaluées par khi carré et Odds ratio</u></p> <p>Pauvreté La couverture vaccinale est significativement faible parmi les enfants vivant dans les logements publics (malgré vaccins gratuits) (23 %, IC 95 %, 18 %-28 %) comparés à ceux vivant dans les strates à haut risque (45 %, IC 95 %, 38 %-52 %) et faible risque strate (51 %, IC 95 %, 43 %-60 %)</p> <p>Race Comparé à celle des enfants blancs (43 %), la couverture vaccinale pour 4 :3 :1 est faible parmi les Africains-américains dans les logements sociaux (29 %) ou ailleurs (36 %). 11 % (IC 95 %, 8 %-14 %) de ces enfants dans les logements sociaux n'ont reçu aucun vaccin.</p>
Prislin et al., 1998 Texas, USA	<p>Échantillon: Échantillon d'enfants âgés de 2 à 24 mois</p> <p>Mode d'approche : Entrevue par visite à domicile (3 fois/ménage) auprès de 4 832 ménages sélectionnés par échantillonnage par grappe.</p> <p>Source données vaccinales : carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur</p>	<p>CV à 16 mois et 24 mois 4 DCT 3 VPO 1 RRO</p>	<p><u>Analyse multivariée</u> Régression logistique <i>Odds ratio prédisant la vaccination à jour</i></p> <p>Race Les résultats montrent que les enfants Africains-américains sont moins vaccinés que les enfants blancs (OR=0,70 IC 95 %, 0,56-0,87). Le niveau d'éducation élevé (OR ajusté=1,48 IC 95 % (1,17-1,89) et être inscrits au WIC (OR ajusté=1,81 IC 95 % (1,54-2,13) étaient associés avec un statut vaccinal élevé. Les croyances en matière de protection contribuent à des attitudes positives envers l'immunisation. Croire en l'immunité naturelle, les préoccupations liées à la sécurité des vaccins contribuent aux attitudes négatives des parents concernant l'immunisation.</p>
Lifson et al., 2000 Minnesota USA	<p>Échantillon : Tous les enfants fréquentant les maternelles au Minnesota entre 1996-1997.</p> <p>Mode d'approche : Enquête rétrospective des dossiers vaccinaux.</p> <p>Source données vaccinales : Relevé du statut vaccinal du dossier médico-scolaire.</p>	<p>CV à 2 ans 4 DTC 3 P 1 RRO</p> <p>Définition de pauvreté : Le revenu familial est le total du revenu de tous les membres de la famille (famille : ≥ 2) Le revenu familial médian a été identifié à partir du recensement</p>	<p>Pauvreté Des 447 codes postaux évalués, 24 ont un faible taux de vaccination pour la série 4 :3 :1 à 2 ans. Aucun des 159 codes postaux dans lequel <5 % des résidents vivent sous le seuil de pauvreté ont une CV ≤ 0 %, comparés à 9 des 28 codes postaux avec ≥ 5 % des résidents vivent sous le seuil de pauvreté ($p < 0,001$). Le taux de vaccination est faible dans les zones postales avec un faible revenu familial médian et une grande proportion des résidents vivant sous le seuil de pauvreté.</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
		de 1990 pour les 438 des 447 codes postaux.	
Klevens et Luman, 2001 USA	Échantillon : Enfants âgés de 19-35 mois Mode d'approche : Analyse secondaire des données de «National Immunization Survey (NIS)» de 1996-1999 Source de données vaccinales : Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur	CV complète : 4 DCT 3 P 1 RRO 3 Hib (4 :3 :1 :3) Définition pauvreté : référence fédérale de pauvreté, article Dalaker, J, 1999)	Test khi carré de Wald pour détecter les différences dans les CV de 1996 à 1999. Pauvreté De 1996 à 1999, les estimations de CV de la série de base étaient sensiblement plus élevées parmi les enfants vivant au dessus du niveau de pauvreté comparés à tous les autres enfants. La différence dans les proportions de CV entre les enfants qui vivent dans une sévère pauvreté et ceux qui vivent au dessus du niveau de pauvreté était de 13,6 % en 1996 et 10,0 % en 1999. Les enfants qui vivent presque ou dans la pauvreté ont les mêmes proportions de couverture vaccinale pour la série 4 :3 :1 :3 que ceux vivant dans la pauvreté (74,7 % vs 73,3 %, p=0,52). Les couvertures vaccinales des enfants qui vivent au dessus du niveau de pauvreté et ceux qui vivent dans un niveau de pauvreté intermédiaire et sévère ont augmenté significativement (p<0,05) entre 1996 et 1999 pour la plupart des antigènes. La couverture vaccinale des enfants qui vivent dans la pauvreté a augmenté significativement (p<0,05) entre 1996 et 1999 dans 1 des 28 zones urbaines du NIS.
Brenner et al., 2001 District of Columbia, USA	Échantillon : Dyades mère/enfant systématiquement sélectionnées entre août 1995 et septembre 1996 à partir des 3 hôpitaux du District of Columbia. n=452 Mode d'approche : Cohorte de naissance prospective Entrevue face à face + questionnaire auto-administré. Une 1 ^{ère} entrevue juste après la naissance de l'enfant, une 2 ^e entrevue entre le 3 ^e et 7 ^e mois de l'enfant et une dernière entrevue entre 7 ^e et 12 ^e mois de l'enfant pour la collecte des données sociodémographiques, psychosociaux etc.. Sources données vaccinales : Dossiers médicaux	CV à : <u>3 mois</u> : 1 DCT 1 HIB 1 P et administré avant 92 jours; <u>5 mois</u> : 2 DCT 2 P et administré avant 152 jours; <u>7 mois</u> : 3 DCT 3 HIB 2 P et administré avant 213 jours Baseline (juste après l'accouchement) =T1= 1 ^{ère} entrevue avec les mères, T2=entrevue lorsque l'enfant âgé entre 3 et 7 mois, T3= dernière entrevue lorsque l'enfant était âgé entre 7 et 12 mois WIC : « Special Supplemental Nutrition Programme for Women Infant, and Children »	<i>Facteurs significativement associés avec :</i> <i>Analyses non ajustées : (khi carré ou test exact de Fisher et test t de Student)</i> <i>être à jour dans la vaccination à 3 mois :</i> À T1 Faible rang de naissance 1 ^{er} enfant : 82 %, 2 ^e enfant : 77 % 3 ^e enfant : 77 % dernier enfant : 61 %, p<0,01 Intention de la mère d'allaiter : Oui : 43 % Non : 37 %, p=0,13 Participer au WIC pendant la grossesse : Oui : 81 % Non : 67 %, p<0,01 <i>être à jour dans la vaccination à 7 mois :</i> Faible rang de naissance 1 ^{er} enfant : 49 %, p < 0,01 2 ^e enfant : 50 % 3 ^e enfant : 26 % dernier enfant : 30 % Emploi de la mère A un emploi=50 %, p < 0,01 N'a pas d'emploi=35 % WIC pendant la grossesse Oui : 46 %

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>Non : 33 %, $p=0,02$</p> <p>Position de sommeil prévue pour l'enfant : Sur le côté « <i>Prone</i> »=32 % Pas sur le côté « <i>nonprone</i> »=46 %, $p=0,02$</p> <p><u>Analyses ajustées</u> Régression logistique Odds ratio À jour dans la vaccination à 3 mois Les enfants sont plus à jour à 3 mois si : mère a participé au WIC : OR=1,97, IC 95 % (1,13- 3,42) Grand-mère de l'enfant vivait dans la maison : OR=2,23, IC 95 % (1,11- 4,48) Mère a prévu d'allaiter : OR=1,81 IC 95 % (1,02-3,22) Percevoir des barrières : Beaucoup vs peu de barrières OR=0,34 IC 95 % (0,14-0,78) À jour dans la vaccination à 7 mois : Rang de naissance : Les Odds ratio déclinent en moyenne de 30 % avec chaque naissance subséquente OR=0,70, IC 95 % (0,57- 0,87), et les enfants nés des mères qui travaillaient étaient presque 2 fois plus à jour : OR=1,91, IC 95 % (1,15- 3,19).</p>
Langkamp et al., 2001 USA	<p>Échantillon : Échantillon de 8 285 enfants nés en 1988 aux États-Unis.</p> <p>Mode d'approche : Analyse des données de l'enquête « National Maternal and Infant Health Survey » de 1988 et l'enquête longitudinale prospective de 1991.</p> <p>Source données vaccinales: Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur.</p>	<p>CV complète à : 12 mois : 3 DCT 2 P 24 mois et 36 mois : 4 DCT 3 P et 1 RRO</p> <p>Définition : VLBW (Très faible poids à la naissance):<1500g MLBW (poids modéré à la naissance) : entre 1500g et 2499g NBW (poids normal à la naissance) :>2500g</p>	<p><u>Analyse multivariée</u> Régression logistique : Odds ratio VLBW (poids à la naissance très faible) → Les enfants avec un poids de naissance<1500g sont de façon statistiquement significative moins à jour pour tous les antigènes à : 12 mois OR=0,556, $p=0,001$; 24 mois OR=0,439, $p<0,001$; 36 mois OR=0,446, $p<0,001$ comparés aux enfants avec un poids de naissance normal (poids=2500g ou plus).</p>
Luman et al., 2002 USA	<p>Échantillon : Échantillon d'enfants âgés de 24 à 35 mois n=16 211</p> <p>Mode d'approche Analyse secondaire des données de l'enquête téléphonique de «National Immunization Survey» de 2000.</p> <p>Source données vaccinales Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur</p>	<p>CV à 2 ans 4 DCT 3 P 1 RRO 3 ou 4 Hib 3 Hépatite B et 1 Varicelle (vaccins reçus selon le calendrier recommandé par « The Advisory Committee on Immunization Practices 1996-2000 » tout en respectant les âges minimaux</p>	<p>Seulement 9 % des enfants ont reçus leurs vaccins à l'âge recommandé et lorsqu'on considère un délai de grâce acceptable de 4 jours après l'âge minimum acceptable, ce pourcentage augmente à 18 %.</p> <p><u>Analyse multivariée</u> Facteurs associés significativement avec « ne pas recevoir tous les vaccins recommandés » : Taille de la famille Avoir plus d'enfants dans la famille ($p<0,01$) Âge de la mère Âge de la mère<30 ans ($p<0,03$) Source de vaccination Vaccinateur du réseau public ($p<0,01$) Nombre de vaccinateurs Avoir plusieurs vaccinateurs ($p<0,01$)</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
Luman et al., 2003 USA	<p>Échantillon : Échantillon d'enfants âgés de 19 à 35 mois n=21 212 enfants</p> <p>Mode d'approche : Analyse secondaire des données de «National Immunization Survey» entre juillet 2000 à juin 2001.</p> <p>Source données vaccinales: Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur.</p>	<p>CV complète 4 DCT 3 P 1 RRO 3 ou 4 Hib 3 hépatite B (série : 4 :3 :1 :3 :3) selon le calendrier recommandé par « The Advisory Committee on Immunization practices, The American Academy of pediatrics, et The American Academy of Family Physicians » à l'époque où ces enfants étaient âgés de moins de 19 mois (1996-2001).</p> <p>Définition pauvreté selon « US Bureau of the Census - article Dalaker, J, 1999 ».</p>	<p><u>Analyse bivariée</u> (% enfants vaccinés, IC 95 %) pour la série 4 :3 :1 :3 :3</p> <p>Race Noire (n=3 446) → 69,6 % (67,0-72,3) Hispanique (n=4 111) 71,4 % (69,2-73,6), Blancs (n=14 600) 76,4 % (75,3-77,4) *les enfants noirs et hispaniques sont moins complètement vaccinés que les enfants blancs.</p> <p>Âge de la mère Mères jeunes 19-29 ans plus à risque; <19 ans : 70,3 % (64,8-75,8), 19-29 ans : 71,9 % (70,5-73,2), 30 ans et plus : 76,5 % (75,3-77,7).</p> <p>Statut marital Mariée - jamais mariée - divorcée/séparé ou veuve 75,7 % (74,7-76,7) - 1,2 % (69,1-73,3) - 68,3 % (65,2-71,9)</p> <p>Éducation <secondaire (<High school): : 68,0 % (65,5-70,5) =secondaire (=High school): 72,5 % (70,9-74,1) >secondaire (>High school): 73,9 % (71,8-75,9), Gradué du college (college graduate) : 79,5 % (78,2-80,8)</p> <p>Nombre d'enfants dans la famille 1 enfant vs 2 ou 3 vs 4 ou plus 77,8 % (76,3-79,4) vs 74,1 % (73,0-75,3) vs 66,7 % (63,9-69,5)</p> <p>Participation au WIC/ éligibilité Participant courant : 74,0 % (72,1-75,8) Pas un participant/ pas admissibles : 78,0 % (76,8-79,2) Participant dans le passé/ éligible : 66,8 % (64,3-69,3) Jamais participé/ éligible : 64,2 % (60,0-68,4)</p> <p>Pauvreté Vivent dans la pauvreté Au-dessus/presque/intermédiaire/sévère 76,0 % (75,0-77,0)/70,9 % (66,9-74,8)/70,2 % (67,4-72,9)/66,2 % (62,6-69,8) *voir niveau pauvreté dans l'article de Dalaker J.</p> <p><u>Analyse multivariée</u> Régression logistique <i>Caractéristiques fortement associées avec une faible immunisation</i> Odds ratio IC 95 %</p> <p>Race Noire (non hispanophone) : OR=0,8 (0,7-0,9)</p> <p>Éducation <secondaire vs gradué collège (Réf.) (<High school vs college graduate (Réf.)): OR=0,6 IC 95 % (0,5-0,8)</p> <p>Statut marital Divorcée/ séparée ou veuve : OR=0,8 (0,7-0,9)</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>Nombre d'enfants 4 ou plus vs 1 enfant : OR=0,6 (0,5-0,7),</p> <p>Participation WIC/ éligibilité Pas un participant/ pas éligible : OR=0,8 (0,7-0,9) Participant dans le passé/ éligible : OR=0,7 (0,6-0,8) Jamais participé/ éligible : OR=0,5 (0,4-0,7)</p>
Dombkowski et al., 2004 USA	<p>Échantillon : Enfants âgés de 25-72 mois n=23 487</p> <p>Mode d'approche : Analyse secondaire des données des enquêtes «National Immunization Health Interview Survey (NHIS)» de 1992 à 1996.</p>	<p>CV complète à : 18 mois : 4 DCT 3 P 1RRO (4 :3 :1). Pour RRO l'âge maximum est 15 mois. Période de retard commence 1 mois après la date prévue.</p>	<p>Couverture vaccinale série 4 : 3 : 1=80 % IC 95 % (79,1 – 81,1) La majorité 80 % (IC 95 %, 79,1-81,1) des enfants âgés de 25-72 mois ont complété leur série 4 :3 :1.</p> <p><u>Analyse multivariée :</u> Régression logistique, IC 95 % <i>Odds ratio</i> (ajusté pour le sexe, race, ethnie et urbanité) des facteurs associés avec « <i>Pas à jour dans la vaccination pour la série 4 :3 :1</i> »</p> <p>Nombre d'enfants 3: OR=1,15 (1,06-1,24) 4 et plus : OR=1,23 (1,14-1,33)</p> <p>Source médicale habituelle de soin Pas habituelle : OR=1,39 (1,02-1,89) Cependant, seulement 33 % (IC 95 %, 31,3-33,8) des enfants ont complété leur série vaccinale 4 :3 :1 sans aucun délai. <i>Odds ratio</i> (ajusté pour le sexe, race, ethnie et urbanité) des facteurs associés avec « <i>un retard dans la vaccination à l'âge approprié pour la série 4 :3 :1</i> »</p> <p><u>Retard de 1-6 mois, IC 95 %</u></p> <p>Nombre d'enfants 1 enfant : OR=1,00 2 enfants : OR=1,20 (1,10-1,31) 3 enfants : OR=1,43 (1,30-1,58) 4 enfants : OR=1,72 (1,56-1,89)</p> <p><u>Retard de 7 mois et plus, IC 95 %</u></p> <p>Nombre d'enfants 1 enfant : OR=1,00 2 enfants : OR=1,43 (1,29-1,58) 3 enfants : OR=2,05 (1,86-2,27) 4 enfants : OR=2,94 (2,67-3,25)</p> <p>Niveau d'éducation ≤secondaire (≤High school): 1,00 > secondaire (>High school): 0,70 (0,57-0,87)</p> <p>Téléphone Disposer d'un tél : 1,00 Ne pas en disposer : 1,54 (1,01-2,35)</p> <p>Source de soin habituelle Vaccinateur habituel : 1,00 Vaccinateur non habituel : 1,84 (1,22-2,80)</p> <p>Assurance (manque d'assurance) Sans assurance : 1,00</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			Au moins certaines : 0,5 (0,37-0,67) Note : seuls les résultats pour la série complète 4 :3 :1 ont été rapportés ici.
Gust et al., 2004 USA	<p>Échantillon : Échantillon d'enfants âgés de 19 à 35 mois</p> <p>Mode d'approche Des cas et des témoins ont été constitués à partir des données vaccinales de l'enquête téléphonique «National Immunization Survey (NIS)» entre janvier et décembre 2001</p> <p>Source données vaccinales : Dossier médical chez le vaccinateur</p>	<p>Cas=enfants sous immunisés à l'égard de: 1) \geq DCT/Dca-Hep B et /ou Rougeole (R) 2) $<$3DTC-$<$3 Hépatite B et 0R</p> <p>Témoins=enfants complètement vaccinés en respectant l'âge et tous les vaccins recommandés.</p>	<p>Taux de réponse : 52,1 % Cas=825 Témoins=1 015</p> <p><u>Analyse bivariée</u> : (test de khi carré) % Incomplet vs % complet (IC 95 %)</p> <p>Rang de l'enfant dans la fratrie Enfant premier-né : Oui : 31,8 (25,1-38,4) vs 43,4 (37,5-49,3) p=0,01 Non : 68,3 (61,6-74,9) vs 56,6 (50,7-62,5) p=0,01</p> <p>Éducation de la mère $<$12 années : 21,7 (15,5-28,0) vs 14,4 (9,4-19,4), p=0,07 collège=11,7 (8,0-15,4) vs 17,9 (13,0-22,8), p=0,05</p> <p>Statut marital Veuve/séparé/divorcé : 12,4 % vs 8,6 % Jamais marié : 28,9 % vs 23,4 % Marié : 58,7 (51,4-66,0) vs 68,1 (62,0-74,2), p=0,05</p> <p>Revenu : 0 \$ à 30 000 \$: 60,9 (53,5-68,3) vs 42,1 (35,3-48,6), p<0,001 30 001 \$ à 50 000 \$: 20,0 % vs 21,5 % 50 001 \$ à 75 000 \$: 9,0 (5,7-12,3) vs 17,9 (13,2-22,5), p<0,001 \geq75 001 \$: 10,2 (6,3-14,1) vs 18,6 (14,0-23,2), p=0,01</p> <p>Nombre d'enfants dans la ménage 1 : 19,8 (14,3-25,3) vs 30,0 (24,6-35,4), p=0,01 2 ou 3 : 61,2 (54,1-68,3) vs 60,5 (54,8-66,3), p=0,89 \geq4 : 19,0 (12,9-25,2) vs 9,5 (6,6-12,4), p=0,01</p> <p>Nombre de vaccinateurs 1 : 55,3 (48,2-62,4) vs 70,1 (64,6-75,6), p<0,001 \geq2 : 44,7 (37,6-51,8) vs 29,9 (24,4-35,4), p<0,001</p> <p>Mobilité Déplacement: 15,2 (9,5-15,9) vs 7,3 (4,1-10,5), p=0,02 Pas de déplacement : 84,8 (79,1-90,5) vs 92,7 (89,5-95,9), p=0,02</p> <p>Type de vaccinateurs Tous publics : 20,4 (14,3-26,6) vs 11,9 (8,8-15,0), p=0,02 Tous privés : 44,6 (37,7-51,6) vs 55,8 (49,8-61,8), p=0,02 Tous hôpitaux : 5,5 (2,7-8,2) vs 8,6 (5,6-11,6), p=0,13</p> <p><u>Analyse multivariée</u> Régression logistique <i>Odds ratio</i> OR initial : réfère à chaque facteur de risque attitude, croyance et comportement</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>analysé séparément dans le modèle logistique, contrôlant les caractéristiques démographiques significatifs.</p> <p>OR final : inclut tous les facteurs de risque significatifs ensemble dans le modèle contrôlant les caractéristiques démographiques significatives.</p> <p>Connaissances et attitudes des parents :</p> <p>Si vous avez un autre enfant, accepteriez vous qu'il reçoive ses vaccins recommandés?</p> <p>Oui : référence</p> <p>Non: OR initial=8,9 (3,3-24,0)</p> <p>OR final=3,8 (1,5-9,8);</p> <p>Avez-vous demandé au médecin de ne pas administrer la vaccination à votre enfant pour une raison autre que la maladie ?</p> <p>Non : référence</p> <p>Oui : OR initial =2,8 (1,6-4,7)</p> <p>OR final =2,0 (1,2-3,4)</p> <p>La vaccination est elle sécuritaire pour votre enfant?</p> <p>Sécuritaire : référence</p> <p>Pas sécuritaire: OR initial=2,8 (1,6-4,7), OR final=2,0 (1,2-3,4)</p> <p>Croyez-vous que des effets secondaires mineurs surviennent après la vaccination?</p> <p>Quelque fois/rarement/jamais : référence Toujours : OR initial=2,1 (1,2-3,5)</p> <p>Y a-t-il une vaccination que vous ne voulez pas administrer à votre enfant mais que vous l'avez faite parce qu'obligée par la loi?</p> <p>Non : référence</p> <p>Oui : OR initial=2,2 (1,2-4,2)</p>
Santoli et al., 2004 USA	<p>Échantillon :</p> <p>Échantillon d'enfants âgés de 19 à 35 mois</p> <p>n=735</p> <p>Mode d'approche :</p> <p>Analyse rétrospective des données de 2 enquêtes nationales téléphoniques (NIS) « National Immunization Survey » and « The National Survey of Early Childhood » réalisées en 2000.</p> <p>Source données vaccinales :</p> <p>Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur</p>	<p>Vaccination complète si l'enfant a reçu au moment de l'entrevue: 4 DCT 3 P IRRO et 3Hib et 3 Hépatite</p>	<p>CV=72 %</p> <p><u>Analyse bivariée</u></p> <p>% enfants à jour dans la vaccination et Odds ratio des facteurs associés avec «être à jour dans la vaccination»</p> <p>Race/ethnie</p> <p>Noirs vs hispaniques vs blancs</p> <p>58,6 % ±10,1: OR=0,4 (0,2-0,7) vs 64,5 % ±7,0: OR=0,5 (0,3-0,8) vs 77,9 % ± 6,2.</p> <p>Statut d'assurance</p> <p>Publique vs privée</p> <p>56,0 % vs 79,6 %, OR=0,3 (0,2-0,6)</p> <p>Revenu familial</p> <p>Sous niveau pauvreté vs dessus pauvreté</p> <p>55,0 % vs 75,6 % (<75,000 \$) et 85,0 % (≥75 000 \$), OR=0,2 (0,1-0,4)</p> <p>Âge de la mère</p> <p><20 ans vs 35-39 ans</p> <p>53,3 % vs 82,9 %, OR=4,2 (1,3-13,5)</p> <p>Statut marital de la mère</p> <p>Jamais mariée vs mariée</p> <p>61,6 % ±10,3 vs 74,8 % ±5,5, OR=0,5 (0,3-0,9)</p> <p>Éducation de la mère</p> <p><secondaire (<High school dans l'article) 54,4 % (±11,9) vs > secondaire 80,1 % (+</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>5,4), OR=0,3 (0,2-0,5)</p> <p>Participer au WIC Oui vs jamais 64 % vs 80,9 % ($\pm 5,5$), OR=0,4 (0,3-0,7)</p> <p>Source de soin habituelle Clinique de l'hôpital vs autres 39,2 % ($\pm 17,4$) OR=0,2 (0,1-0,5) vs 70,8 % ($\pm 41,3$)</p> <p><u>Analyse multivariée</u> Régression logistique <i>Odds ratio</i> (prend en compte tous les facteurs associés significativement à la couverture vaccinale en analyse bivariée : race/ethnie de l'enfant, revenu, âge, statut marital et éducation de la mère, statut de l'assurance, participation au WIC et emplacement de la source de soins habituelle) des facteurs associés avec « être à jour dans la vaccination », $p < 0,05$</p> <p>Éducation de la mère < secondaire (High school dans l'article). OR=0,4 IC 95 % (0,2-0,9) Gradué du secondaire (High school graduate). OR=0,7 IC 95 % (0,4-1,3)</p> <p>Source de soin habituelle Clinique de l'hôpital, OR=0,3 IC 95 % (0,1-0,8)</p>
Zhao et al., 2004 USA	<p>Échantillon : Enfants âgés de 19-35 mois</p> <p>Mode d'approche : Analyse rétrospective des données combinées de l'enquête nationale «National Health Immunization Survey (NHIS)» et «NHIS Health Insurance Supplements » de 1993 à 1996. n=7 535</p> <p>Source données vaccinales : Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur</p>	<p>Vaccination complète si : 4 DCT 3 P 1 RRO 3 Hib (4 : 3 : 1 : 3)</p>	<p>Parmi les enfants à l'étude, 83,5 % IC 95 % (82,5-84,5) étaient assurés, et 12,8 % IC 95 % (11,8-13,8) étaient non-assurés. Parmi tous les enfants, 56,4 % IC 95 % (54,8-58,0) avaient une assurance privée, tandis que 24,9 % IC 95 % (23,6-26,2) avaient une assurance publique. Ces pourcentages varient selon l'ethnicité, le revenu et l'éducation. Parmi les enfants non-assurés, on retrouve une plus grande proportion d'enfants de race hispanophone, d'enfants vivant en dessous du niveau de pauvreté et une plus grande proportion d'enfants dont l'adulte responsable dans la famille a un niveau d'éducation inférieur à 12 ans.</p> <p><i>Pourcentage d'enfants vaccinés pour la série 4 : 3 : 1 : 3 selon le statut d'assurance</i> IC 95 %</p> <p>Assurés vs non assurés 61,5 % (59,8-63,2) vs 53,2 % (49,4-57,0)</p> <p>Assurance privée vs publique 64,7 % (62,8-66,6) vs 55,6 % (52,6-58,6)</p> <p><u>Régression logistique</u> Les enfants non assurés ont 24 % fois moins de chance de recevoir la série 4 : 3 : 1 : 3 comparés aux enfants ayant une assurance et parmi les enfants assurés ceux avec une assurance publique ont 24 % fois moins de chance de recevoir leur série 4 : 3 : 1 : 3 que ceux avec une assurance privée.</p>
Fredrickson et al., 2004 USA	<p>Mode d'approche : 32 Focus groups réalisés en 1998 auprès de parents et vaccinateurs dans six villes aux États-Unis + enquête auprès d'un échantillon aléatoire de médecins de famille, pédiatres et</p>		<p><u>Conclusion</u> : Les résultats du Focus group indiquent que les parents refusent rarement les vaccins mais résistent occasionnellement à des vaccins spécifiques. Les vaccinateurs indiquent que la peur des effets secondaires apprise des médias/travail est une raison commune du refus des vaccins (52 %). Les raisons religieuses (28 %) ou philosophiques (26 %) ou croyances que les maladies ne sont pas nuisibles (26 %) sont moins communes. Les vaccinateurs rapportent aussi que quelques parents refusent la vaccination à cause d'un sentiment anti-gouvernemental (8 %). Les</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
	infirmières des réseaux de santé publics qui ont vacciné les enfants afin d'estimer les raisons du refus de la vaccination.		vaccinateurs indiquent que les proportions de refus des vaccins sont plus faibles dans les bureaux des vaccinateurs des soins primaires traditionnels et dans les cliniques publiques.
Luman et al., 2005 USA	<p>Échantillon : Enfants âgés de 24 à 35 mois n=14 810</p> <p>Mode d'approche : Analyse secondaire des données de «National Immunization Survey» de 2003</p> <p>Sources données vaccinales : Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur</p>	<p>CV complète si l'enfant a reçu : 4DCaT 3 P 1RRO 3 ou 4 Hib 3 Hépatite B et 1 Varicelle selon l'âge approprié et respectant les critères stricts d'âge minimum et les intervalles minimaux entre les doses:</p>	<p>Les enfants ont en moyenne un retard de 172 jours (médiane, 126 jours) dans leur vaccination pour tous les vaccins recommandés à leur âge (24 mois). 21 % des enfants avaient un retard sévère (plus de 6 mois et pour 4 antigènes et plus) <i>Facteurs associés avec « un sévère retard dans la vaccination » :</i> <i>% d'enfants avec un sévère retard dans la vaccination</i> <u>Analyse bivariée :</u> (test khi carré)</p> <p>Âge de la mère <20 ans=28,7 % 20-30 ans=22,9 % >30 ans=17,9 %, p<0,001</p> <p>Statut marital de la mère Mariée =17,8 % Non mariée=26,2, p<0,001</p> <p>Éducation de la mère <secondaire (<High school) =28,5 % secondaire (High school) =22,3 % >secondaire (>High school)=18,8 % Graduée du collège=12,6 %, p<0,001</p> <p>Nombre d'enfants dans la famille 1=13,9 % ≥2=22,6 %, p<0,001</p> <p>Race/ethnie de l'enfant Non hispanophones blancs=18,1 % (0,7) Non hispanophones noirs=28,2 % (1,7) Hispanophones=20,7 % (1,3) Autres=22,8 % (2,6), p<0,001</p> <p>Nombre de vaccinateurs 1=19,3 % ≥2=22,8 %, p<0,004</p> <p>Type de vaccinateurs Privé=17,2 % Public=29,3 % Autre/mixte=22,8, p<0,001</p> <p>Zones urbaines vs rurales (par Metropolitan Statistical Area MSA (zone statistique métropolitaine)) MSA ville centrale=21,4 % MSA non centrale=18,9 % Non-MSA=22,5 %, p=0,03</p> <p>Statut de pauvreté En dessous ou au niveau de pauvreté=26,6 % Au dessus du niveau de pauvreté=17,8 %</p>

AUTEURS/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>Inconnu=22,1 %, $p<0,001$</p> <p><u>Analyse multivariée</u></p> <p>Régression logistique</p> <p><i>Odds ratio ajusté (avec les enfants qui étaient les moins susceptibles d'être fortement en retard dans l'analyse bivariée comme groupe de référence pour chaque facteur)r des facteurs associés « à un retard sévère dans la vaccination »</i></p> <p>IC 95 % :</p> <p>Statut marital</p> <p>Non marié : OR=1,3 (1,1-1,6), $p<0,002$</p> <p>Éducation de la mère</p> <p><secondaire (<High school): OR=2,3 (1,9-3,0)</p> <p>secondaire (High school): OR=1,7 (1,4-2,1)</p> <p>>secondaire (>High school) : OR=1,5 (1,2-1,8)</p> <p>College graduate : OR=1,0, $p<0,001$</p> <p>Nombre d'enfant dans la famille</p> <p>≥ enfants : OR=1,8 (1,5-2,2), $p<0,001$</p> <p>Race/ethnie de l'enfant</p> <p>Non-hispanophone noir :</p> <p>OR=1,3 (1,1-1,6), $p<0,001$</p> <p>Nombre de vaccinateur</p> <p>≥ vaccinateurs : OR=1,2 (1,1-1,4), $p<0,01$</p> <p>Type de vaccinateur</p> <p>Public: OR=1,6(1,3-1,9), $p<0,001$</p>
Barker et al., 2006 Atlanta, USA	<p>Échantillon :</p> <p>Enfants âgés de 19-35 mois</p> <p>Mode d'approche :</p> <p>Analyse secondaire des données de «National Immunization Survey» de 1998-2003</p> <p>Source données vaccinales :</p> <p>Carnet de vaccination + validation du dossier médical chez le vaccinateur</p>	<p>CV complète :</p> <p>4 DCT: 3 P : 1 R : 3</p> <p>Hib : 3 Hépatite B :</p> <p>(4 :3 :1 :3 :3)</p> <p>Les différences de CV entre les enfants blancs et Africain-Américains ont été examinées par rapport au revenu (au même niveau ou supérieur vs inférieur au niveau de pauvreté fédéral) pour chacune des régions de recensement (Nord-est, sud, centre-ouest et ouest).</p>	<p>-Le groupe avec un haut revenu tend à avoir une meilleure couverture vaccinale :</p> <p>En 2003 la CV pour la série 4 :3 :1 :3 :3 des enfants qui vivent dans un ménage avec un revenu supérieur ou égal à 75 000 \$ était de 86 % (IC : 95 %, 84,3-87,7). Parmi les ménages avec un revenu inférieur ou égal à 75 000 \$, la CV était de 79,6 % (IC 95 %, 78,5-80,9).</p> <p>-La proportion des enfants blancs dans la région de recensement du nord-est avec un revenu supérieur à 75 000 \$ augmente de 22,3 % (IC 95 %, 19,7-24,9) en 1998 à 39,9 % (IC 95 %, 36,8-42,9) en 2003. Dans la même région de recensement du nord-est, la proportion des enfants africains-américains, des ménages avec un revenu supérieur à 75 000 \$ reste identique : 8,4 % (IC 95 %, 3,3-13,5) en 1998 à 8,6 % (IC 95 %, 4,5-13,1) en 2003. La tendance est la même dans les autres régions de recensement, mais les différences sont plus marquées dans le nord-est:</p>

2 Études ailleurs dans le monde

SOURCES/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
New et Senior, 1991 Grande Bretagne	Mode d'approche : Étude qualitative réalisée en 1988 (avec quelques données quantitatives) et effectuée auprès d'un groupe de mères d'enfants adéquatement vaccinés et un groupe de mères d'enfants partiellement vaccinés.		<p><u>Résultats de la régression logistique</u> <i>Vaccination incomplète vs complète</i> Contre indications erronées Maladie de l'enfant ou de la mère Un enfant malade (ou une mère malade réticente d'amener son enfant se faire vacciner) au moment de la dernière vaccination a 18,12 fois plus de chance d'avoir un statut vaccinal incomplet comparé à un enfant en santé : OR ajusté=18,12 IC 95 % (6,48-50,67)</p> <p>Taille de la famille Coefficient de Régression $\beta=0,9211$ Un enfant de plus dans la famille a 2,51 fois plus à risque d'avoir un statut vaccinal incomplet (le nombre d'unité augmente de $\beta=0,9211$) : OR=2,51 IC 95 % (1,61-3,93)</p> <p>Éducation Un faible niveau d'éducation des mères est associé à un % élevé d'enfants qui ne sont pas adéquatement vaccinés. Coefficient de Régression $\beta=2,712$ OR=15,06 IC 95 % (1,99-113,83). Un enfant dont la mère n'a pas atteint le niveau scolaire « Advanced Level in the general Certificate of education » a 15,06 fois plus de chance d'avoir un statut vaccinal incomplet comparé à un enfant dont la mère a atteint ou dépassé ce niveau d'étude.</p> <p>Monoparentalité Oui vs non Coefficient de Régression $\beta=0,5918$ OR=0,29 IC 95 % (0,09-0,93) L'enfant avec une mère monoparentale a 0,29 fois plus de chance d'avoir un statut vaccinal incomplet comparé à un enfant dont la mère vit avec un partenaire</p> <p>Mauvaises expériences vécues : expériences personnelles Les mères qui n'ont jamais vacciné leur enfant (raison= parce qu'elles n'ont pas été vaccinées elles-mêmes).</p>
Hanna et al., 1994 Australie	<p>Échantillon : Échantillon de 613 enfants sélectionnés aléatoirement à partir des garderies et les centres d'enfants, préalablement échantillonnés aléatoirement.</p> <p>Mode d'approche : Analyse des données d'immunisation contenues dans des documents de vaccination (carnets de vaccination et/ou tout document contenant les détails</p>	Calendrier vaccinal recommandé par le NHMRC (The National Health and Medical Research 1991) pour les enfants jusqu'à 2 ans.	<p>Couverture vaccinale : 60,3 % (IC 95 % : 56,3-64,3) des enfants sont à jour dans leur vaccination à l'âge de 2 ans.</p> <p><i>Facteurs de risque associés à une faible immunisation</i> Mantel-Haenszel weighted Odds ratio</p> <p>Ne pas posséder le carnet de l'enfant Les enfants avec un document de vaccination sont plus à jour que ceux qui n'en disposent pas (OR=2,8; IC 95 % : 1,9-4,0)</p> <p>Ne pas recevoir aucun vaccin jusqu'à l'âge de 3 mois Les enfants qui n'ont reçu aucun vaccin jusqu'à 3 mois sont moins à jour comparés à ceux qui l'ont reçu à temps (OR=10,3; IC 95 % : 5,2-20,9)</p>

SOURCES/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
	sur la vaccination des enfants)		
Vellinga et al., 2002 Belgique	Échantillon : Échantillon aléatoire de 1 005 enfants âgés de 18 à 24 mois entre le 15 juin et la fin juillet 1999. Mode d'approche : Enquête face à face à l'aide d'un questionnaire structuré Source données vaccinales : Document de vaccination	Calendrier vaccinal recommandé : P à 3,5 et 14 mois, DCT et Hib à 3, 4, 5 et 14 mois, Hib à 4, 5 et 14 mois et RRO à 15 mois.	Aucun facteur sociodémographique étudié (Nationalité Belge, Éducation des parents, Emploi) n'est associé à la couverture vaccinale.
Reading et al., 2004, Norwich- Grande Bretagne	Échantillon : Cohorte de 616 enfants âgés de 1 à 4 ans sélectionnée à partir d'une liste de 12 centres de soins généraux de Norwich et ses alentours. Mode d'approche : Analyse secondaire des données vaccinales pour la vaccination primaire contre coqueluche et la contre la Rougeole, rubéole oreillons des enfants dont les familles avaient participé à une étude cas-témoins sur les problèmes dermatologiques infantiles. Source données vaccinales : Registre informatisé des dossiers de santé du district	Dans le district à l'étude, la 3 ^e dose du vaccin coqueluche est due à 4 mois et 1 RRO à 14 mois. Le retard dans la vaccination est défini à 6 mois ou plus pour la coqueluche et 16 mois pour RRO	98 % des enfants ont complété leur vaccination primaire contre la coqueluche et 94 % ont reçus leur vaccin RRO Le retard dans la vaccination contre la coqueluche est significativement associé avec le : « nombre d'enfants dans la famille » Avoir un grand nombre de frères plus vieux est associé à un retard dans la vaccination contre la coqueluche (6,2 % pour les enfants n'ayant pas de frères vs 23,3 % pour les enfants avec plus de 2 frères) mais pas avec le RRO..
Atti et al., 2004 Italie	Échantillon : Échantillon de 4 602 enfants âgés de 12-24 mois Mode d'approche : Un total de 24 enquêtes utilisant une méthode d'échantillonnage par grappes ont été réalisées en 2003 à l'échelle nationale (21 régions, et provinces autonomes et 3 villes) en Italie. Source données vaccinales : Carnet de vaccination	Définitions : Les enfants sont considérés immunisés contre la P, DT, varicelle, HBV (viral hepatitis B), et Hib s'ils ont reçu au moins 3 doses au moment de l'entrevue.	Obstacles à la vaccination : Pour tous les vaccins à l'étude, les raisons les plus fréquents d'un manque de vaccination sont en lien avec les maladies de l'enfant au moment de la vaccination.

SOURCES/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
Morgenroth et al., 2005 Allemagne	Mode d'approche : Analyse des données vaccinales de 15 682 enfants dans 196 pratiques pédiatriques dans la région de Nordrhein.		Article en allemand : résumé disponible sur PubMed (les analyses effectuées n'ont pas été précisées) <u>Conclusion de l'étude :</u> <i>Facteurs associés avec le statut vaccinal complet pour DT et RRO :</i> Taille de la famille - Faible nombre d'enfants dans la famille Statut marital - Avoir les deux parents qui vivent ensemble Opinion et autres - Avoir complété la dernière visite chez le médecin, - Se trouver à moins d'heure de la pratique - Lorsque le parent se considère bien informé sur la vaccination. Être à jour pour DT est inversement associé avec être assuré par la sécurité sociale et pour RRO inversement associé avec mère diplômée du secondaire (high school).
Topuzoglu et al., 2005 Istanbul, Turquie	Échantillon : Échantillon d'enfants âgé de moins de 5 ans Mode d'approche : Entrevue face à face Source données vaccinales : Carnet de vaccination	Vaccination complète À 1 an : BCG (Bacille Calmette-Guérin), R, 3 DCT et 1 VPO et 1 Enfants de moins de 5 ans : dose additionnelle de DCT et VPO	Caractéristiques sociodémographiques et socioéconomiques n=3 405 Âge moyen (mois)=28,37 Enfants âgés de >12 mois=78,8 % Statut socioéconomique : Élevé : 1, 0 % Moyen élevé : 7,8 % Moyen : 31,7 % Moyen faible : 45,3 % Faible : 14,2 % <u>Analyse multivariée</u> Régression logistique (IC 95 %) Statut socioéconomique <i>Odds ratio ajusté selon les facteurs sociodémographiques et socioéconomiques, influençant un statut vaccinal complet des enfants âgés de moins de 5 ans</i> Faible SES : OR=1,000 Moyen faible SES : OR=1,309 (1,034-1,657) Moyen SES : OR=1,958 (1,512-2,536) Moyen élevé SES : OR=1,883 (1,302-2,724) SES élevé : OR=2,410 (0,996-5,831) <i>Odds ratio non-ajusté selon les facteurs sociodémographiques et socioéconomiques, influençant un statut vaccinal complet des enfants âgés de moins de 5 ans</i> Faible SES : OR=1,000 Moyen faible SES : OR=1,206 (0,962-1,512) Moyen SES : OR=1,712 (1,339-2,188) Moyen élevé SES : OR=1,596 (1,122-2,270) SES élevé : OR=1,755 (0,739-4,165) Avoir un haut niveau socioéconomique favorise l'obtention d'un statut vaccinal complet. Lieu de résidence La couverture vaccinale augmente significativement si au moins un des parents est né

SOURCES/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			à Istanbul (zone urbaine) : OR=1,282 IC 95 % (1,055-1,556) Centre de soin régional Central : 1,000 Périphérique : OR=1,793 IC 95 % (1,511-2,129)
Torun et Bakirci, 2006 Turquie	Échantillon : Échantillon d'enfants âgés de 9 mois à 6 ans. Mode d'approche : Entrevue face à face à l'aide d'un questionnaire structuré auprès de 221 parents d'enfants Source données vaccinales : Mémoire parents et carnet vaccination	Avoir reçu à <18 mois : 1 BCG (Bacille Calmette-Guérin), 3 hépatite, VPO et DCT et 1 Rougeole. Au dessus de cet âge, sont considérés complètement vaccinés s'ils ont reçu leur vaccins VPO et DCT additionnels.	<i>Facteurs de risque associé au statut vaccinal de l'enfant</i> <u>Analyse bivariée</u> % statut complet vs incomplet Éducation de la mère Illettrée : 48,5 % vs 51,5 %, Graduée du primaire : 89,8 % vs 10,2 % Graduée du secondaire (secondary school) : 93,3 % vs 6,7 %, Éducation élevée p<0,0001 Éducation du père Illettré : 50,0 % vs 50,0 %, Gradué du primaire : 83,8 % vs 16,2 % Gradué du secondaire (secondary school) : 91,3 % vs 8,7 %, Éducation élevée (Higher education) p=0,003 Lieu de naissance Maison : 50 % vs 50,0 % Hôpital : 86,6 % vs 13,4 % p=0,04 Nombre de frères 0 : 95,5 % vs 4,5 % 1 : 85,7 % vs 14,3 % 2+ : 78,5 % vs 21,5 % p=0,035 Rang de naissance Premier ou second : 88,3 % vs 11,7 % Troisième ou plus : 77,6 % vs 22,4 % p=0,031 Immigré à Istanbul Au moins un parent < 20 ans : 80,4 % vs 19,6 % 2 parents ≥20 ans : 94,1 % vs 5,9 % p=0,005 Revenu familial mensuel < 450 YTL (monnaie turque) (450 YTL=321 \$) : 73,9 % vs 26,1 % ≥450 YTL : 91,7 % vs 8,3 % p<0,0001 <u>Analyse multivariée</u> <i>Variables significativement associées à une vaccination complète</i> <i>Régression logistique</i> Éducation de la mère Pas éduquée=référence

SOURCES/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>École primaire : OR=8,648 : IC 95 % (3,520-21,244) École secondaire (secondary school) ou plus OR=12,131 : IC 95 % (2,385-61,711) Éducation du père <secondaire(secondary school) =référence École secondaire (secondary school) ou plus OR=2,320 : IC 95 % (1,28-6,501) Temps d'immigration des parents à Istanbul Au moins un parent vit à Istanbul depuis <20 ans=référence Tous les parents vivent à Istanbul depuis ≥20 ans OR=3,421 : IC 95 % (1,077-10,825) Raisons de non-vaccination : Être au village et ne pas avoir à portée un service de santé, ne pas avoir des connaissances sur la vaccination, le père de l'enfant interdit la vaccination, maladies de l'enfant au moment de la vaccination.</p>
Dayan et al., 2006 Buenos Aires, Argentine	<p>Échantillon : Échantillon aléatoire d'enfants âgés de 13 à 59 mois et résidant à Buenos Aires n=1 391 Mode d'approche : Analyse de données issues de l'enquête par entrevue face à face effectuée entre le 8 mars et le 20 avril 2002 Source données vaccinales : Carte de vaccination ou tout autre document écrit prouvant la vaccination</p>	<p>Calendrier recommandé pour les enfants de moins de 5 ans : → DCT and Hib à 2, 4, 6 et 18 mois, RRO à 12 mois, Hépatite B à la naissance, à 2 et 6 mois. → L'enfant est considéré en retard dans la vaccination s'il n'a pas reçu le DCT 4 à 19 mois, Rougeole (R) à 13 mois, ou Hépatite B à 7 mois.</p>	<p><i>Facteurs associés avec « pas à jour dans la vaccination à l'âge approprié »</i> <u>Analyse bivariée</u> <u>Âge de l'enfant (mois)</u> 4 doses DCT : (% retard) 19-24 mois : 54 % 25-35 mois : 56 % 36-47 mois : 64 % 48-59 mois : 54 %, p=0,08 <u>Rang de l'enfant dans la fratrie</u> 4 doses DCT : (% retard) 1^{er} enfant : 47 % 2^e enfant : 62 % 3^e enfant : 70 % Inconnu : 61 %, p<0,01 Rougeole (R) : (% retard) 1^{er} enfant : 36 % 2^e enfant : 50 % 3^e enfant : 57 % Inconnu : 47 %, p<0,01 3 doses Hépatite B : (% retard) 1^{er} enfant : 57 % 2^e enfant : 76 % 3^e enfant : 74 % Inconnu : 82 %, p=0,02 <u>Type de Vaccinateur</u> 4 doses DCT : (% retard) Public : 61 % Privé : 50 % Mixte : 53 %</p>

SOURCES/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>Inconnu : 50 %, $p=0,03$</p> <p><u>Assurance médicale</u></p> <p>4 doses DCT : (% retard)</p> <p>Sans assurance : 65 %</p> <p>Assurance union : 52 %</p> <p>Privée : 51 %</p> <p>Inconnu : 52 %, $p<0,01$</p> <p>Rougeole (R) : (% retard)</p> <p>Sans assurance : 51 %</p> <p>Assurance union : 41 %</p> <p>Privée : 41 %</p> <p>Inconnu : 44 %, $p<0,01$</p> <p><u>Éducation</u></p> <p>4 doses DCT : (% retard)</p> <p>Sans éducation/primaire pas complété : 89 %</p> <p>Primaire complété : 62 %</p> <p>Secondaire (secondary) complété : 51 %</p> <p>Université complété : 57 %</p> <p>Inconnu : 56 %, $p<0,01$</p> <p>Rougeole (R) : (% retard)</p> <p>Sans éducation/primaire pas complété : 44 %</p> <p>Primaire complété : 48 %</p> <p>Secondaire (secondary) complété : 47 %</p> <p>Université complété : 36 %</p> <p>Inconnu : 51 %, $p=0,01$</p> <p><u>Zone de résidence</u></p> <p>4 doses DCT : (% retard)</p> <p>Nord : 57 %</p> <p>Centre : 52 %</p> <p>Sud : 61 %, $p=0,06$</p> <p>3 doses Hépatite B : (% retard)</p> <p>Nord : 76 %</p> <p>Centre : 54 %</p> <p>Sud : 75 %, $p<0,01$</p> <p>Retard de la dose 1</p> <p>4 doses DCT : (% retard)</p> <p>Pas en retard : 52 %</p> <p>En retard : 86 %, $p<0,01$</p> <p>3 doses Hépatite B : (% retard)</p> <p>Pas en retard : 45 %</p> <p>En retard 97 %, $p<0,01$</p> <p><u>Analyse multivariée</u></p> <p><u>Rang de l'enfant dans la fratrie</u></p> <p>Référence : 1 enfant</p> <p>Être 3^e enfant est statistiquement associé avec le retard dans la vaccination pour 4</p>

SOURCES/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>doses DCT : (RR=1,41; IC 95 % : 1,22-1,62), Rougeole (R) (RR=1,54 ; IC 95 % : 1.32-1.78) et pour 3 doses Hépatite B (RR=1,31 ; IC 95 % : 1.03-1.67).</p> <p>Éducation L'enfant dont la personne qui a la garde a complété le secondaire (secondary) est moins en retard pour 4 doses DCT (RR=0,68 ; IC 95 % : 0,52-0,90) comparé à un enfant dont la personne qui a la garde n'a pas complété l'école primaire (primary education).</p> <p>« <i>Having Union Health Insurance</i> » associé avec faible risque de retard pour 4 doses DCT (RR=0,86; IC 95 % : 0.75-0.97)</p> <p>Vivre dans la zone centrale est associé à une réduction du risque de retard pour 3 doses Hépatite B (RR=0,71; IC 95 % : 0,56-0,90)</p>
Zhang et al., 2006 Alberta, Canada	<p>Échantillon : Échantillon de tous les enfants de la région sanitaire d'Edmonton enregistrés dans la base Caseworks et nés entre le 1^{er} juillet et le 31 décembre 2002 (n=4 988)</p> <p>Mode d'approche : Analyse des données de la base Caseworks + base de données Alberta Wellnet Electronic Health Record</p>	<p>Définitions : Couverture vaccinale évaluée à l'égard des vaccins DCaT-VPTI-Hib, vaccin antiméningococcique conjugué, vaccin anti-pneumococcique conjugué, vaccin RRO et vaccin anti-varicelleux (CV déterminée selon le pourcentage d'enfants complètement vaccinés, partiellement vaccinés et non vaccinés conformément aux recommandations de « l'Alberta Health and wellness (AHW) »</p>	<p>Résultats <i>Odds ratio des variables statistiquement significatives dans la régression logistique au seuil de signification 0,05:</i></p> <p>I) Statut complet vs incomplet II) Statut complet vs partiellement complet III) Statut complet partiellement complet vs incomplet</p> <p>a) $p < 0,001$ b) $0,001 \leq p \leq 0,01$ c) $0,01 < p \leq 0,05$</p> <p>Nombre d'enfant et accouchement par une sage femme: corrélés négativement et de façon significative avec les couvertures vaccinales</p> <p>Nombre de frères (I, II) DCaT-VPTI : OR=0,79 (I, a), OR=0,74 (II, a) Hib : OR=0,78 (I, a), OR=0,63 (II, a) Méningocoque conjugué: OR=0,79 (I, a), OR=0,64 (II, a) Pneumocoque conjugué: OR=0,76 (I, a), OR=0,64 (II, a) RRO: OR=0,70 (I, a) Varicelle: OR=0,71 (I, a)</p> <p>Accouchée par une sage femme (I, II, III) DCaT-VPTI : OR=0,04 (I, a), OR=0,32 (II, c), OR=0,32 (III, b) Hib : OR=0,04 (I, a), OR=0,11 (III, a) Méningocoque conjugué: OR=0,04 (I, a) Pneumocoque conjugué : OR=0,03 (I, a), OR=0,09 (III, b) RRO: OR=0,07 (I, a) Varicelle: OR=0,07 (I, a)</p> <p>Conjoint de fait (I, II, III) DCaT-VPTI : OR=0,36 (II, a) Hib : OR=0,40 (II, a), OR=2,58 (III, b) Méningocoque conjugué : OR=0,48 (II, b), OR=2,28 (III, c) Pneumocoque conjugué : OR=0,47 (II, a), OR=2,42 (III, b) RRO: OR=0,64 (I, b)</p> <p>Âge de la mère → Âge de la mère (I, IIII) DCaT-VPTI : OR=0,94 (I, b)</p>

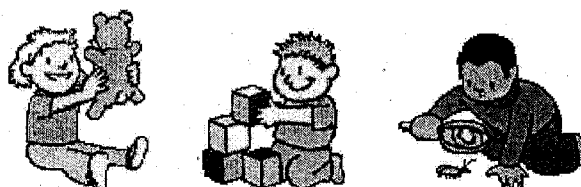
SOURCES/ DATE/ PAYS	DISPOSITIF	DÉFINITION : VACCINATION ADÉQUATE	RÉSULTATS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIFS
			<p>Hib : OR=1,08 (II, a) Pneumocoque conjugué: OR=1,08 (II, a); OR=0,93 (III, c) Méningocoque conjugué: OR=1,08 (II, a); OR=0,96 (III, c) RRO: OR=1,05 (I, a) Varicelle: OR=1,05 (I, a) →Mère âgé de 30-40 ans avec 1 autre enfant (I, II) DCaT-VPTI : OR=2,04 (I, c), OR=1,75 (II, b) Hib : OR=1,99 (I, c) RRO: OR=1,98 (I, b) Varicelle: OR=1,50 (I, c) <u>Statut de monoparentalité</u> (II, III) DCaT-VPTI : OR=0,37 (II, a) Hib : OR=0,48 (II, a), OR=2,66 (III, a) Pneumocoque conjugué : OR=0,53 (II, a), OR=2,76 (III, b) <u>Revenu</u> « Assisté social » (general welfare recipient) (II, III): DCaT-VPTI : OR=0,54 (II, b), OR=9,03 (III, c) Hib : OR=0,56 (II, b) Méningocoque conjugué : OR=0,33 (II, b), OR=16,1 (III, c) Pneumocoque conjugué : OR=0,56 (II, b) <u>Accouchement par césarienne</u> (I, II) DCaT-VPTI : OR=1,49 (II, b), I, b) Méningocoque conjugué : OR=2,06 (II, c) Pneumocoque conjugué : OR=1,92 (I, a) <u>Gestational age>38 wks</u> (II) DCaT-VPTI : OR=0,68 (II, a) Hib : OR=0,68 (II, c) Pneumocoque conjugué : OR=0,67 (II, a)</p>

ANNEXE 3

Modèle de questionnaire – français et anglais

INFORMATION SUR LA VACCINATION DES JEUNES ENFANTS

ENQUÊTE AUPRÈS DES PARENTS EN MONTÉRÉGIE



Agence
de développement
de réseaux locaux
de services de santé
et de services sociaux

Québec



Région de la Montérégie

Santé
et Services sociaux

Québec



UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

QUELQUES PRÉCISIONS IMPORTANTES

Nous avons besoin de votre aide afin de compléter les informations au sujet de la vaccination de votre enfant.

→ Veuillez prendre le carnet de vaccination de votre enfant.

Nouveau carnet →



ou

Ancien carnet →



Cochez ✓ selon votre situation et suivez les instructions

☐ J'ai en main le carnet 2 197 (85,7 %) ➔ Poursuivre le questionnaire.

☐ Je n'ai pas ce carnet de vaccination 52 (2,0 %) ➔ Veuillez compléter la page 7.

☐ Je refuse la vaccination pour mon enfant 40 (1,6 %) ➔ Veuillez nous retourner le questionnaire.

Merci de votre collaboration.

SECTION 1 : CARNET DE VACCINATION

les cases ci-dessous. **Ne pas remplir les cases ombrées.**

Diphtérie (D) – Coqueluche (Ca) – Tétanos (T) - Poliomyélite (Polio) – Infections à *Haemophilus influenzae* de type b (Hib)
(Nouveau carnet p. 8 et 9) (Ancien carnet p. 10 et 11)*

[illegible]

* Note : Si vous avez l'ancien carnet, voir page 10 et 11 pour les vaccins contre la DIPHTÉRIE, COQUELUCHE, TÉTANOS, HAMOPHILUS INFLUENZAE TYPE B, et voir page 12 pour le vaccin contre la POLIOMYÉLITE.

Rougeole (R) – Rubéole (R) – Oreillons (O) – Varicelle

(Nouveau carnet p. 10) (Ancien carnet p. 13)

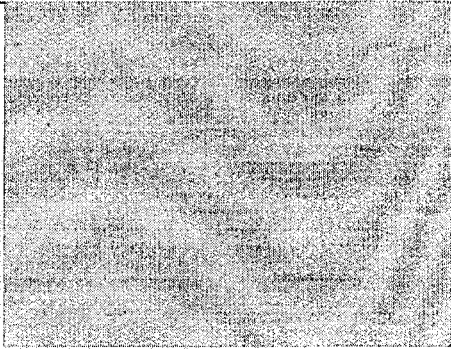
Date (an/mois/jour)	Nom du vaccin (en lettres détachées)	Dose/voie adm.	Signature

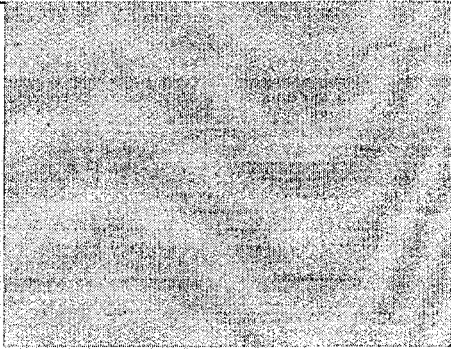
Infections à méningocoque (Nouveau carnet p. 11)(Ne figure pas dans l'ancien carnet, voir *Note* au bas de la page)

Date (an/mois/jour)	Nom du vaccin (en lettres détachées)	Dose/voie adm.	Signature

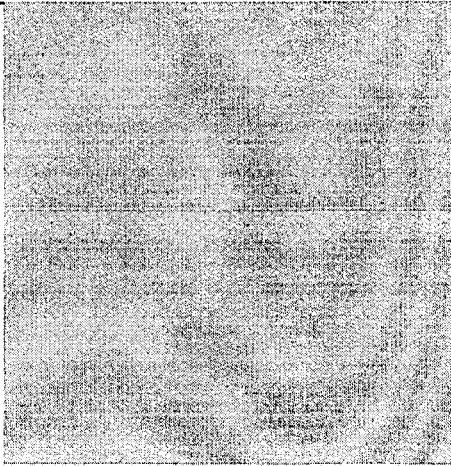
Note : Si vous avez l'ancien carnet, voir la section « Autres vaccins » pour le vaccin contre les infections à méningocoque (MENJUGATE, MENINGITEC ou NEIS-VAC-C).

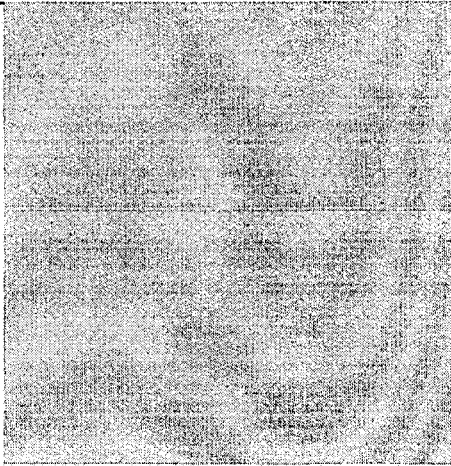
Infections à pneumocoque (Nouveau carnet p. 18)
(Ne figure pas dans l'ancien carnet, voir *Note* au bas de la page)

Date (an/mois/jour)	Nom du vaccin (en lettres détachées)	Dose/voie adm.	Signature
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		



Autres vaccins (Nouveau carnet p. 23) (Ancien carnet p. 15)

Date (an/mois/jour)	Nom du vaccin (en lettres détachées)	Dose/voie adm.	Signature
_____	_____		
Vaccin contre : _____	_____		
_____	_____		
Vaccin contre : _____	_____		
_____	_____		
Vaccin contre : _____	_____		
_____	_____		



Note : Si vous avez l'ancien carnet, voir la section « Autres vaccins » pour le vaccin contre les infections à pneumocoque (PREVNAR).

SECTION 2 : AUTORISATION DE CONSULTER LE DOSSIER MÉDICAL

Il est possible que nous ayons besoin de communiquer avec les personnes qui ont vacciné votre enfant. Pour ce faire, nous avons besoin de votre autorisation. Veuillez d'abord compléter les informations ci-dessous au numéro ❶. Ensuite, cochez la case « J'autorise » ou « Je refuse » et complétez les informations au numéro ❷. Finalement, signez au bas de la page au numéro ❸.

❶ IDENTIFICATION DE L'ENFANT

NOM ↓	PRÉNOM ↓	NOM DU PÈRE ↓	PRÉNOM DU PÈRE ↓
DATE DE NAISSANCE ↓		NOM DE LA MÈRE ↓ PRÉNOM DE LA MÈRE ↓	
Année	Mois	Jour	SEXE ↓ M F
ADRESSE ↓		# TÉL. (Maison) : ↓	# TÉL. (Travail) : ↓
# Nom de la rue		()	()
# App.			
Municipalité (Arrondissement)		Code postal	

❷ AUTORISATION DE CONSULTER LE DOSSIER MÉDICAL

☒ **Cochez une case**

- ☐ J'autorise les chercheurs de l'Université de Sherbrooke à contacter le médecin, la clinique, le CLSC ou l'hôpital suivants pour obtenir des informations concernant les vaccins reçus par mon enfant. 2 312 (90,1 %)
- ☐ Je refuse que les chercheurs de l'Université de Sherbrooke obtiennent des informations concernant les vaccins reçus par mon enfant. 156 (6,1 %)

- A. Nom du médecin, de la clinique, du CLSC ou de l'hôpital : _____
Ville : _____
- B. Nom du médecin, de la clinique, du CLSC ou de l'hôpital (si vacciné ailleurs qu'en A.) : _____
Ville : _____
- C. Nom du médecin, de la clinique, du CLSC ou de l'hôpital (si vacciné ailleurs qu'en A. et B.) : _____
Ville : _____

❸ SIGNATURE

Signature : _____ Date : _____

➤ Veuillez indiquer votre lien avec l'enfant : ☐ PÈRE ☐ MÈRE ☐ TUTEUR

SECTION 3 : OPINION SUR LES INJECTIONS MULTIPLES

Depuis le 1^{er} décembre 2004, deux vaccins (vaccin conjugué contre le pneumocoque et vaccin contre l'influenza) ont été ajoutés pour la vaccination des jeunes enfants, et il peut arriver qu'un enfant doive recevoir plus d'une injection lors d'une même visite de vaccination. Les prochaines questions nous aideront à mieux connaître votre opinion à propos des injections multiples (c'est-à-dire plusieurs injections lors d'une même visite). Il n'y a pas de bonnes ou de mauvaises réponses, votre opinion sincère compte beaucoup pour nous.

Indiquez pour chaque question votre degré d'accord ou de désaccord en cochant ☒ la case qui correspond le mieux à votre opinion.

	Très en accord	Plutôt en accord	Plutôt en désaccord	Très en désaccord	Je ne sais pas
1. Il est préférable que mon enfant reçoive ses vaccins à l'âge recommandé, même si cela implique deux injections ou plus lors d'une même visite.	<input type="checkbox"/> 1 009 (39,3 %)	<input type="checkbox"/> 1 109 (43,2 %)	<input type="checkbox"/> 242 (9,4 %)	<input type="checkbox"/> 89 (3,5 %)	<input type="checkbox"/> 55 (2,1 %)
2. Il y a des risques pour la santé de mon enfant de retarder certains vaccins.	<input type="checkbox"/> 550 (21,4 %)	<input type="checkbox"/> 1 053 (41,1 %)	<input type="checkbox"/> 481 (18,8 %)	<input type="checkbox"/> 104 (4,1 %)	<input type="checkbox"/> 320 (12,5 %)
3. Lorsqu'on donne plusieurs vaccins au cours d'une même visite, le risque d'effets secondaires est plus grand.	<input type="checkbox"/> 404 (15,8 %)	<input type="checkbox"/> 867 (33,8 %)	<input type="checkbox"/> 670 (26,1 %)	<input type="checkbox"/> 158 (6,2 %)	<input type="checkbox"/> 402 (15,7 %)
4. Si on donne plusieurs piqûres au cours d'une même visite, la douleur de mon enfant sera plus difficile à soulager.	<input type="checkbox"/> 233 (9,1 %)	<input type="checkbox"/> 571 (22,3 %)	<input type="checkbox"/> 1 097 (42,8 %)	<input type="checkbox"/> 443 (17,3 %)	<input type="checkbox"/> 155 (6,0 %)
5. Il est avantageux pour les parents (économie de temps et d'argent) de faire donner plusieurs vaccins lors d'une même visite lorsque c'est recommandé.	<input type="checkbox"/> 625 (24,4 %)	<input type="checkbox"/> 969 (37,8 %)	<input type="checkbox"/> 504 (19,6 %)	<input type="checkbox"/> 311 (12,1 %)	<input type="checkbox"/> 100 (3,9 %)

6. Votre vaccinateur vous a-t-il encouragé à ajouter des visites de vaccination pour diminuer le nombre de piqûres au cours d'une même visite?

<input type="checkbox"/> Oui	284 (11,1 %)
<input type="checkbox"/> Non	2 203 (85,9 %)

7. Selon les autorités de santé publique, il est recommandé de donner toutes les doses de vaccins, soit plusieurs piqûres, si elles sont requises lors de la même visite. Cette pratique ne modifie pas l'efficacité des vaccins et n'augmente pas le nombre ou la gravité des effets secondaires. De plus, elle permet de réduire le nombre de consultations, le nombre d'épisodes d'effets secondaires ainsi que le temps durant lequel l'enfant n'est pas protégé contre certaines maladies.

Disposant de cette information, combien de piqûres accepteriez-vous que votre enfant reçoive en une seule visite sachant qu'il pourrait recevoir sans problème 5 piqûres lors de cette visite?

<input type="checkbox"/> 1 piqûre	90 (3,5 %)
<input type="checkbox"/> 2 piqûres	1 135 (44,2 %)
<input type="checkbox"/> 3 piqûres	805 (31,4 %)
<input type="checkbox"/> 4 piqûres	193 (7,5 %)
<input type="checkbox"/> 5 piqûres	276 (10,8 %)

8. Concernant les injections multiples, avez-vous des questions qui restent sans réponses?

<input type="checkbox"/> Oui	326 (12,7 %)
<input type="checkbox"/> Non	2 116 (82,5 %)

Si oui, quelles sont ces questions :

SECTION 4 : CARACTÉRISTIQUES SOCIODÉMOGRAPHIQUES

Les prochaines questions nous permettront de connaître les caractéristiques des participants. Soyez assurés qu'elles seront traitées de façon confidentielle.

9. Quel est votre lien avec l'enfant?

- | | |
|---------------------------------|--------------------------------------|
| <input type="checkbox"/> Père | 207 (8,1 %) |
| <input type="checkbox"/> Mère | 2 292 (89,4 %) |
| <input type="checkbox"/> Tuteur | 0 |
| <input type="checkbox"/> Autre | 2 (0,1 %), père et mère : 19 (0,7 %) |

10. Vivez-vous avec un conjoint ou une conjointe?

- | | |
|------------------------------|----------------|
| <input type="checkbox"/> Oui | 2 367 (92,3 %) |
| <input type="checkbox"/> Non | 152 (5,9 %) |

11. Quelle est la langue que vous parlez le plus souvent à la maison?

- | | |
|-----------------------------------|----------------|
| <input type="checkbox"/> Français | 2 196 (85,6 %) |
| <input type="checkbox"/> Anglais | 146 (5,7 %) |
| <input type="checkbox"/> Autre | 126 (4,8 %) |
- Spécifiez : _____

12. Quel est l'âge :

A) Du père de l'enfant?

- | | |
|--|----------------|
| <input type="checkbox"/> Moins de 20 ans | 1 (0,0 %) |
| <input type="checkbox"/> 20-29 ans | 465 (18,1 %) |
| <input type="checkbox"/> 30-39 ans | 1 623 (63,3 %) |
| <input type="checkbox"/> 40 ans et plus | 423 (16,5 %) |
| <input type="checkbox"/> Je ne sais pas | 2 (0,1 %) |

B) De la mère de l'enfant?

- | | |
|--|----------------|
| <input type="checkbox"/> Moins de 20 ans | 2 (0,1 %) |
| <input type="checkbox"/> 20-29 ans | 817 (31,9 %) |
| <input type="checkbox"/> 30-39 ans | 1 547 (60,3 %) |
| <input type="checkbox"/> 40 ans et plus | 156 (6,1 %) |
| <input type="checkbox"/> Je ne sais pas | 0 |

13. Quel est le plus haut niveau de scolarité complété par :

A) Le père de l'enfant?

<input type="checkbox"/> Moins du secondaire	167 (6,5 %)
<input type="checkbox"/> Secondaire	924 (36,0 %)
<input type="checkbox"/> Cégep	697 (27,2 %)
<input type="checkbox"/> Universitaire	692 (27,0 %)
<input type="checkbox"/> Je ne sais pas	21 (0,8 %)

B) La mère de l'enfant?

<input type="checkbox"/> Moins du secondaire	57 (2,2 %)
<input type="checkbox"/> Secondaire	678 (26,4 %)
<input type="checkbox"/> Cégep	824 (32,1 %)
<input type="checkbox"/> Universitaire	938 (36,6 %)
<input type="checkbox"/> Je ne sais pas	3 (0,1 %)

14. Actuellement, combien d'enfants (âgés de moins de 18 ans) vivent avec vous, en comptant l'enfant concerné par le questionnaire?

<input type="checkbox"/> 1 enfant	818 (31,9 %)
<input type="checkbox"/> 2 enfants	1 220 (47,6 %)
<input type="checkbox"/> 3 enfants	367 (14,3 %)
<input type="checkbox"/> 4 enfants	89 (3,5 %)
<input type="checkbox"/> 5 enfants ou plus	21 (0,8 %)

15. L'enfant concerné par le questionnaire est-il l'aîné (premier-né) de la mère ou du père?

<input type="checkbox"/> Oui	1 233 (48,1 %)
<input type="checkbox"/> Non	1 273 (49,6 %)

COMMENTAIRES

Si vous le désirez, vous pouvez utiliser cet espace pour inscrire vos commentaires. Soyez assurés qu'ils seront lus avec intérêt.

614 (23,9 %)

[illegible]

Continuez... ↓

Merci d'avoir pris le temps de remplir ce questionnaire. Votre participation à cette étude est grandement appréciée.

Pour toute question ou information, vous pouvez joindre D^{re} Maryse Guay

⇒ ☎ Par téléphone au numéro : (450) 928-6777, poste 3070

⇒ 💻 Par courriel à : m.guay@rrss16.gouv.qc.ca

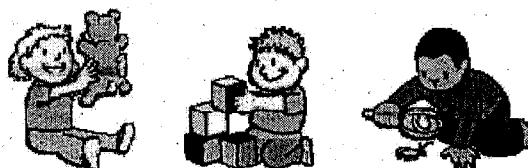
⇒ ✍ Par écrit à l'adresse suivante : Affiliation universitaire
1255, rue Beauregard
Longueuil (Québec) J4K 2M3

Placez le questionnaire dans l'enveloppe préaffranchie ci-jointe et postez cette enveloppe le plus tôt possible. Merci !



INFORMATION ON THE VACCINATION OF YOUNG CHILDREN

SURVEY OF PARENTS IN MONTRÉGIE



Agence
de développement
de réseaux locaux
de services de santé
et de services sociaux

Québec

Région de la Montérégie

Santé
et Services sociaux

Québec

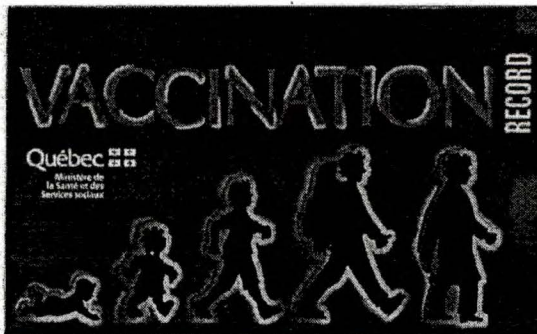
 UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

IMPORTANT

We need your help to complete the information on your child's vaccination.

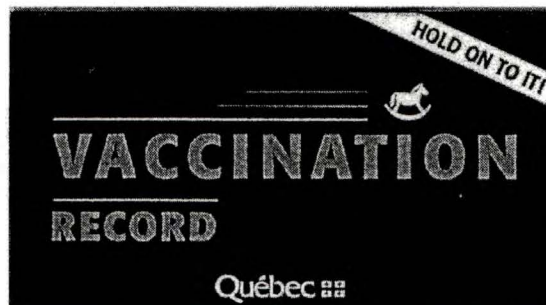
→ Please have your child's vaccination record on hand.

New record →



or

Old record →



Check ✓ the box that applies to you and follow the instructions.

☐ I have the record on hand.

☞ Continue the questionnaire.

☐ I do not have this vaccination record.

☞ Please fill out page 7.

☐ I refuse to have my child vaccinated.

☞ Please return the questionnaire to us.

Thank you for your participation.

SECTION 1: VACCINATION RECORD

On the following pages, you'll find a reproduction of your child's vaccination record. Please copy all information in the table below, giving the **vaccine names and dates**. **Do not write in the shaded areas.** If you prefer, you can send us a photocopy of the pages containing this information. You can also telephone us at (450) 928-6777, extension 3082, if you need help filling out these pages.

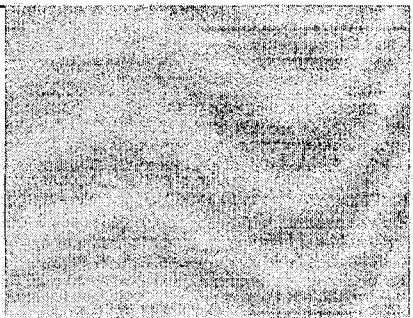
**Diphtheria (D) – Tetanus (T) – Pertussis (whooping cough) (aP)
Poliomyelitis (Polio) – *Haemophilus influenzae* type b infections (Hib)**
(New record pp. 8 and 9) (Old record pp. 10 and 11)*

Date (year/month/day)	Name of vaccine (Print)	Dose/route of admin.	Signature

* **Note:** If you have the old record, see pages 10 and 11 for vaccines against DIPHTHERIA, PERTUSSIS, TETANUS and HAEMOPHILUS INFLUENZAE TYPE B, and see page 12 for the vaccine against POLIOMYELITIS.

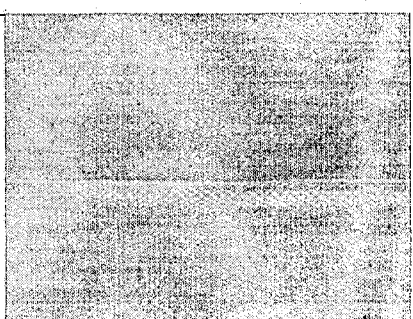
**Measles (M) – Mumps (M) – Rubella (German measles) (R) –
Chickenpox**

(New record p. 10) (Old record p. 13)

Date (year/month/day)	Name of vaccine (Print)	Dose/route of admin.	Signature
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		

Meningococcal infection (New record p. 11)

 (Does not appear in the old record; see *Note* below)

Date (year/month/day)	Name of vaccine (Print)	Dose/route of admin.	Signature
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		

Note: If you have the old record, see the section Other Vaccinations for vaccine against meningococcal infections (MENJUGATE, MENINGITEC or NEIS-VAC-C).

Pneumococcal infection (New record p. 18)
(Does not appear in the old record: see *Note* below)

Date (year/month/day)	Name of vaccine (Print)	Dose/route of admin.	Signature
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		
_____	_____		

Other vaccines (New record p. 23) (Old record p. 15)

Date (year/month/day)	Name of vaccine (Print)	Dose/route of admin.	Signature
_____	_____		
Vaccine against: _____	_____		
_____	_____		
Vaccine against: _____	_____		
_____	_____		
Vaccine against: _____	_____		

Note: If you have the old record, see the section Other Vaccinations for the vaccine against pneumococcal infections (PREVNAR).

SECTION 2: AUTHORIZATION TO CONSULT MEDICAL RECORD

We may need to contact the person(s) who vaccinated your child. To do so, we require your authorization. Please fill in the information requested below at number ①. Then check off I authorize or I refuse and fill in the information requested at number ②. Finally, sign at the bottom of the page, at number ③.

① CHILD IDENTIFICATION

LAST NAME ↓ FIRST NAME ↓ FATHER'S LAST NAME ↓ FATHER'S FIRST NAME ↓

DATE OF BIRTH ↓ SEX ↓ MOTHER'S LAST NAME ↓ MOTHER'S FIRST NAME ↓
 Year Month Day M F

ADDRESS ↓ TEL. (home): ↓ TEL. (work): ↓

No. Street name Apt. no.

Municipality (borough) Postal code

② AUTHORIZATION TO CONSULT MEDICAL RECORD

☒ Check one

- ☐ I authorize the researchers from the Université de Sherbrooke to contact the following doctor, clinic, CLSC or hospital to obtain information on the vaccines administered to my child.
- ☐ I refuse to allow researchers from the Université de Sherbrooke to obtain information on the vaccines administered to my child.

A. Name of doctor, clinic, CLSC or hospital:

City: _____

B. Name of doctor, clinic, CLSC or hospital (if vaccinated elsewhere than A):

City: _____

C. Name of doctor, clinic, CLSC or hospital (if vaccinated elsewhere than A or B):

City: _____

③ SIGNATURE

Signature: _____ Date: _____

⤵ Please indicate your relationship to child: ☐ FATHER ☐ MOTHER ☐ GUARDIAN

SECTION 3: OPINION ON MULTIPLE INJECTIONS

Since December 1, 2004, two vaccines (pneumococcal conjugate vaccine and flu vaccine) have been added to the vaccination program for young children. A child may therefore have to receive more than one injection during a single vaccination visit. The following questions will help us learn your opinion on multiple injections (more than one shot during a single visit). There are no right or wrong answers. We value your sincere opinion.

For each question, indicate your degree of agreement by checking ☒ the square that best corresponds to your opinion.

	Strongly agree	Agree	Disagree	Strongly disagree	I don't know
1. I prefer my child to receive the vaccines at the recommended age, even if that means two or more injections during one visit.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2. My child faces health risks if certain vaccines are delayed.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3. When several vaccines are given during the same visit, the risk of side effects is greater.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4. If my child receives several shots in one single visit, the pain will be more difficult to relieve.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5. It is to parents' advantage (time and money saved) to have several vaccines administered during one single visit, when recommended.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

6. Has your vaccinator encouraged you to make additional vaccination visits to reduce the number of shots given in one single visit?

☐ Yes

☐ No

7. Public health authorities recommend that all vaccine doses be given, if required, during one single visit, which means several shots. This practice does not make the vaccines less effective and does not increase the number or the degree of side effects. Furthermore, it reduces the number of consultations, the number of episodes of side effects, and the amount of time that a child is unprotected against certain diseases.

Given this information, how many shots would you allow your child to receive in one single visit, knowing that giving five shots in one visit does not create any problems?

☐ 1 shot

☐ 2 shots

☐ 3 shots

☐ 4 shots

☐ 5 shots

8. Do you have any unanswered questions about multiple injections?

☐ Yes

☐ No

If you answered yes, what are these questions?

SECTION 4: SOCIODEMOGRAPHIC CHARACTERISTICS

The following questions will tell us more about the study participants. Rest assured that all information will remain confidential.

9. What is your relationship to the child?

- ☐ Father
- ☐ Mother
- ☐ Guardian
- ☐ Other

10. Do you live with a spouse?

- ☐ Yes
- ☐ No

11. What language do you speak most often at home?

- ☐ French
- ☐ English
- ☐ Other Please specify: _____

12. How old is:

A) the child's father?

- ☐ Less than 20 years old
- ☐ 20–29 years old
- ☐ 30–39 years old
- ☐ 40 years or over
- ☐ I don't know

B) the child's mother?

- ☐ Less than 20 years old
- ☐ 20–29 years
- ☐ 30–39 years
- ☐ 40 years or over
- ☐ I don't know

13. What is the highest level of education completed by:

A) the child's father?

- ☐ Less than secondary school
- ☐ Secondary school
- ☐ CEGEP
- ☐ University
- ☐ I don't know

B) the child's mother?

- ☐ Less than secondary school
- ☐ Secondary school
- ☐ CEGEP
- ☐ University
- ☐ I don't know

14. Currently, how many children (younger than 18 years of age) live with you, including the child to which the questionnaire applies?

- ☐ 1 child
- ☐ 2 children
- ☐ 3 children
- ☐ 4 children
- ☐ 5 or more children

15. Is the child concerned by the questionnaire the mother's or father's first-born (eldest) child?

- ☐ Yes
- ☐ No

COMMENTS

This image shows a single sheet of white paper with horizontal blue or grey ruling lines. The lines are evenly spaced and run across the width of the page. There are no margins, text, or other markings on the paper.

Continue... →

Thank you for taking the time to fill out this questionnaire. We greatly appreciate your participation in this study.

For questions or further information, please contact Dr. Maryse Guay:

⇒ ☎ by phone at (450) 928-6777, extension 3070

⇒ 💻 by e-mail at m.guay@rrsss16.gouv.qc.ca

⇒ ✉ by mail at the following address: Affiliation universitaire
1255 rue Beauregard
Longueuil, Quebec J4K 2M3

Please place the questionnaire inside the attached stamped envelope and mail the envelope as soon as possible. Thank you!



ANNEXE 4

Paramètres considérés pour le calcul de la taille de l'échantillon requise pour l'étude en tenant compte du caractère « fini » des populations de naissances par territoire de CLSC et du taux de participants à nos questionnaires

Annexe 4: Paramètres considérés pour le calcul de la taille de l'échantillon requise pour l'étude en tenant compte du caractère « fini » des populations de naissances par territoire de CLSC et du taux de participants à nos questionnaires

Territoires de CSSS	Territoires de CLSC	Nbre de Naissances ¹ (Np)	Proportion de C.V (P) (%)	Précision (B)	n ² selon.Dillman)	n/mois ³	n/mois avec non répondants ⁴
Vaudreuil-Soulanges	La Presqu'île	1211	50	0,1	90	8	13
Haut-Saint-Laurent	Huntingdon	214	89	0,1	33	3	5
Suroît	Seigneuries de Beauharnois	395	88	0,1	37	4	7
Jardins-Roussillon	Châteauguay	652	85	0,1	46	4	7
Jardins-Roussillon	Jardin du Québec	242	81	0,1	48	4	7
Jardins-Roussillon	Kateri	977	78	0,1	62	6	10
Champlain	Samuel-de-Champlain	936	50	0,1	88	8	13
Vieux-Longueuil/Lajemmerais	Longueuil-Ouest	644	67	0,1	76	7	12
Vieux-Longueuil/Lajemmerais	Simone-Monet-Chartrand	687	74	0,1	67	6	10
Champlain	Saint-Hubert	754	78	0,1	61	6	10
Vieux-Longueuil/Lajemmerais	Des Seigneuries	1109	79	0,1	61	6	10
Haut-Richelieu/Rouville	Ch. De la Vallée des Forts	980	50	0,1	88	8	13
Richelieu-Yamaska	La Vallée des Patriotes	937	85	0,1	47	4	7
Haut-Richelieu/Rouville	Du Richelieu	526	79	0,1	57	5	8
Sorel-Tracy	Du Havre	360	79	0,1	55	5	8
Richelieu-Yamaska	Des Maskoutains	794	81	0,1	56	5	8
La Pomméraie	La Pomméraie	438	85	0,1	45	4	7
Haute-Yamaska	De la Haute-Yamaska	907	81	0,1	56	5	8
Richelieu-Yamaska	MRC d'Acton	146	87	0,1	34	3	5
Total n/mois						101	167
Total n/année					1107	1212	2004

¹Nombre de naissances vivantes 2002 en Montérégie;

²Taille finale de l'échantillon par territoire de CLSC selon le calcul avec la formule de Dillman;

³Nombre de questionnaire requis par mois (12 mois/année);

⁴Nombre de questionnaires requis par mois en considérant un taux de réponse

Exemple de calcul de la taille de l'échantillon pour territoire de CLSC « La Presque Île »

En utilisant la formule de Dillman (2000),

$$n = \frac{(Np)(P)(1-P)}{[(Np-1)(B/C)^2 + (P)(1-P)]}$$

On obtient:

$$n = \frac{(1211)(0,5)(1-0,5)}{[(1211-1)(0,1/1,96)^2 + (0,5)(1-0,5)]}$$

$n = 89,05$ (arrondir à l'entier supérieur) cela nous donne $n = 90$

Donc, on aura besoin de $(90/12=7,5)$ (12 mois par année) questionnaires par mois, comme ce chiffre n'est pas entier, il faut choisir le multiple de 12 supérieur, dans ce cas, le multiple de 12 supérieur est 96, d'où il nous faut 8 questionnaires retournés par mois. Comme on s'attend à un taux de réponse de 65%, le nombre exact de questionnaire à envoyer sera de 13 questionnaires par mois.

En utilisant la même stratégie pour les autres territoires de CLSC, on arrive à un grand total de $(167*12)=2\ 004$ questionnaires à envoyer pour cette cohorte afin d'obtenir un retour de participation de 1 212 $(101*12)$ parents.

La précision globale pour la région sera de 2,51 % (estimé stratifié qui considère le poids relatif de chaque CLSC dans la Montérégie) pour les 1 212 parents participants.

ANNEXE 5

Paramètres considérés pour le calcul de la taille finale de l'échantillon lorsqu'on considère l'inexactitude des adresses (8 %) et le déménagement hors-région (50 %) de ces adresses inexactes pour la cohorte 2004-05 et la cohorte 2002-03

Annexe 5: Paramètres considérés pour le calcul de la taille finale de l'échantillon lorsqu'on considère l'inexactitude des adresses (8 %) et le déménagement hors-région (50 %) de ces adresses inexactes pour la cohorte 2004-05 et la cohorte 2002-03

Territoires de CLSC	Nombre de questionnaires désiré/mois	Proportion d'adresses Inexactes/an (%)	Proportion de déménagements hors-régions si ad.inexactes (%)	Nbre quest. sous-groupe juillet 04/avril 05	Nbre quest. sous-groupe mai 04/juin 04	Nbre quest. sous-groupe juillet 02/avril03	Nbre quest. sous-groupe mai 02/juin 02
La Presqu'île	13	8	50	14	15	15	16
Huntingdon	5	8	50	6	6	6	6
Seigneuries de Beauharnois	7	8	50	8	8	8	9
Châteauguay	7	8	50	8	8	8	9
Jardin du Québec	7	8	50	8	8	8	9
Kateri	10	8	50	11	11	12	12
Samuel-de-Champlain	13	8	50	14	15	15	16
Longueuil-Ouest	11	8	50	12	12	13	13
Simone-Monet-Chartrand	10	8	50	11	11	12	12
Saint-Hubert	10	8	50	11	11	12	12
Des Seigneuries	10	8	50	11	11	12	12
Ch. De la Vallée des Forts	13	8	50	14	15	15	16
La Vallée des Patriotes	7	8	50	8	8	8	9
Du Richelieu	8	8	50	9	9	10	10
Du Havre	8	8	50	9	9	10	10
Des Maskoutains	8	8	50	9	9	10	10
La Pommeraie	7	8	50	8	8	8	9
De la Haute-Yamaska	8	8	50	9	9	10	10
MRC d'Acton	5	8	50	6	6	6	6
				186*10	189*2	198*10	206*2
				1860+378		1980+412	
				2238		2392	

En considérant qu'une certaine proportion d'adresses sera inexacte dans le Fichier des naissances dû aux déménagements estimés à 8 % par année, et que, de ces adresses inexactes environ 50 % seraient attribuables à un déménagement hors-région donc 4 % qui ne nous intéressent pas, l'autre pourcentage restant qui va déménager à l'intérieur de la région de Montérégie, lui, nous intéresse par contre. Il nous faudrait alors obtenir du Fichier des naissances un échantillon de taille « n » plus grand qui sera calculé de la façon suivante :

$$n_{\text{fichier_naissances}} = \text{nombre désiré} / (1 - 0,04)$$

$$\text{Et directement : } n_{\text{fichier_naissances}} = \text{nombre désiré} / 0,96 \text{ (Équation 1).}$$

Exemple de calcul pour le territoire la Presqu'île considérant le nombre de déménagements:

- ➔ Sous-groupe juillet 04/ avril 05 : $n = 13 / 0,96 = 13,5416$ arrondi à l'entier supérieur, $n = 14$.
- ➔ Sous-groupe mai 04/ juin 04 : $n = 13,5416 / 0,96 = 14,1058$ arrondi à l'entier supérieur, $n = 15$.
- ➔ Sous-groupe juillet 02/ avril 03 : $n = 14,1058 / 0,96 = 14,6935$ arrondi à l'entier supérieur, $n = 15$.
- ➔ Sous-groupe mai 02/ juin 02 : $n = 14,6935 / 0,96 = 15,3058$ arrondi à l'entier supérieur, $n = 16$.

La même stratégie est appliquée pour les autres territoires de CLSC. Pour chaque sous-groupe on fait la somme des « n ». Cette somme est multiplié par 10 (pour les mois de juillet à avril) et multiplié par 2 (pour les mois de mai à juin).

Pour envoyer 2004 questionnaires, on devrait obtenir du Fichier des naissances 2 238 enfants (1 860+378) pour la cohorte 2004-05 et 2 392 enfants (1 980+412) pour la cohorte 2002-03 (voir annexe 4).

ANNEXE 6

Lettres français-anglais et Carton-rappel - Série 1


**UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE**

Faculté de médecine et des sciences de la santé – Affiliation universitaire (HCLM)
 Direction de santé publique - Montérégie
 1255, rue Beauregard, Longueuil (Québec) J4K 2M3
 Tél. : (450) 928-6777 Téléc. : (450) 928-3295

Le 25 novembre 2005

Chers parents,

À la demande de la Direction de santé publique de la Montérégie et du ministère de la Santé et des Services sociaux, et dans le cadre de travaux de maîtrise de la Faculté de médecine de l'Université de Sherbrooke, nous réalisons présentement une étude sur la vaccination des enfants de la Montérégie.

Pour participer à cette étude, votre enfant (né le) a été choisi au hasard parmi l'ensemble des enfants de la Montérégie nés entre mai 2002 et avril 2003 ou mai 2004 et avril 2005 et inscrits au Fichier des naissances de la Montérégie.

Nous avons besoin de votre aide pour connaître l'information sur les vaccins que votre enfant a reçus jusqu'à maintenant. Il vous suffit de remplir le questionnaire ci-joint, ce qui vous prendra environ 15 minutes. Nous vous demandons aussi de remplir la section « *Autorisation de consulter le dossier médical* » afin que nous puissions compléter les informations manquantes auprès du vaccinateur de votre enfant si cela s'avérait nécessaire. Nous serons alors en mesure de déterminer si votre enfant a reçu tous les vaccins recommandés pour son âge.

Si votre enfant n'a pas été vacciné, nous aimerions également le savoir afin d'en tenir compte dans notre étude.

Votre collaboration est grandement appréciée et contribuera à la réussite de cette étude. Toutefois vous êtes libres d'y participer, et votre refus ne modifiera en rien l'accès de votre enfant aux services de vaccination. Soyez assurés que toutes les informations relatives à votre enfant et à vous-mêmes resteront confidentielles. Les questionnaires remplis seront identifiés au nom de votre enfant. Ils seront gardés sous clé et leur accès sera limité au personnel de l'étude. Tous les membres de l'équipe de recherche se sont engagés par écrit à préserver la confidentialité des données des questionnaires. Les renseignements au sujet de votre enfant ne seront utilisés qu'aux fins de l'étude et seront détruits une fois l'étude terminée.

Si vous avez des questions, il nous fera plaisir d'y répondre. Vous pouvez nous joindre par téléphone au (450) 928-6777 poste 3070, par courriel à m.guay@rrsss16.gouv.qc.ca ou par écrit à l'adresse indiquée dans le haut de la page.

Nous communiquerons avec vous dans les semaines à venir dans l'éventualité où nous n'aurions pas reçu votre réponse. Nous vous remercions de votre attention et vous prions d'accepter, chers parents, l'expression de notre considération distinguée.

Maryse Guay, M.D., M. Sc., F.R.C.P.C.
 Responsable du projet

Jacques Lemaire, Ph. D.
 Cochercheur

Aicha Hamid
 Étudiante à la maîtrise

AH/MG/fs

P.-S. This questionnaire is also available in English. You may obtain a copy by contacting Dr. Maryse Guay at the address above.


**UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE**

Faculté de médecine et des sciences de la santé – Affiliation universitaire (HCLM)
 Direction de santé publique - Montérégie
 1255, rue Beauregard, Longueuil (Québec) J4K 2M3
 Tél. : (450) 928-6777 Téléc. : (450) 928-3295

November 25, 2005

Dear parents,

We are currently carrying out a study on child vaccination in Montérégie, at the request of the Montérégie Direction de santé publique (public health department) and Quebec's Ministère de la Santé et des Services sociaux (ministry of health and social services), and as part of the master's program in the Université de Sherbrooke faculty of medicine.

Your child (born) has been randomly selected to take part in this study, from among all Montérégie children born between May 2002 and April 2003 or between May 2004 and April 2005 and who are listed in the Montérégie birth register.

We require your help to learn about the vaccines your child has received to date. You need only fill out the attached questionnaire, which will take you about 15 minutes. We also ask that you fill out the section Authorization to Consult Medical Record, so that we may complete any missing information by contacting your child's vaccinator, if need be. This information will tell us if your child has received all recommended vaccines for his or her age.

If your child has not been vaccinated, we would also like to know, in order to take this information into account in our study.

We greatly appreciate your participation, since it will contribute to the success of this study. You may choose not to participate, however. You will not in any way affect your child's access to vaccination services if you do not take part. Rest assured that all information on your child and yourselves will remain confidential. Completed questionnaires are identified by the child's name. They will be kept under lock and key, and only the study personnel will have access to them. All research team members have agreed in writing to keep the questionnaire data confidential. Your child's information will be used only for study purposes and will be destroyed once the study is completed.

If you have any questions, we will be pleased to answer them. You can reach us by phone at (450) 928-6777, extension 3070, by e-mail at m.guay@rrsss16.gouv.qc.ca, or by mail at the address above.

We will contact you in the coming weeks if we have not received your response. Thank you for your attention.

Yours truly,

Maryse Guay, MD, MSc, FRCPC
 Project supervisor

Jacques Lemaire, PhD
 Co-researcher

Aicha Hamid -
 Master's student

AH/MG/fs

P.S. Ce questionnaire est également disponible en français. Vous pouvez en obtenir une copie en communiquant avec D^{re} Maryse Guay à l'adresse ci-dessus.

Le 5 décembre 2005

Bonjour;

Vous avez reçu récemment un questionnaire qui sollicitait votre aide pour l'étude sur la vaccination des jeunes enfants de la Montérégie.

Si vous avez déjà retourné ce questionnaire, nous vous en remercions sincèrement. Sinon, nous vous prions de le faire le plus tôt possible.

Si vous n'avez pas reçu le questionnaire ou s'il a été égaré, vous pouvez joindre M^{me} Aicha Hamid au numéro (450) 928-6777 poste 3082, et elle se fera un plaisir de vous en faire parvenir une copie.

Merci de participer à cette étude. Votre collaboration est importante pour nous.

Maryse Guay, M.D., M.Sc., F.R.C.P.C.
Affiliation universitaire - DSP de la Montérégie
1255, rue Beauregard
Longueuil (Québec) J4K 2M3
m.guay@rrsss16.gouv.qc.ca



December 5, 2005

Hello!

You should have recently received a questionnaire seeking your help for the study on child vaccination in Montérégie.

If you have already returned this questionnaire, we thank you sincerely. If not, we would appreciate your completing and returning it as soon as possible.

If you have not received a questionnaire, or if it was misplaced, please contact Ms. Aicha Hamid at (450) 928-6777 extension 3082, and she will be pleased to send you one.

Thank you for participating in this study. Your collaboration is important to us.

Maryse Guay, M.D., M.Sc., F.R.C.P.C.
Affiliation universitaire - DSP de la Montérégie
1255, rue Beauregard
Longueuil (Québec) J4K 2M3
m.guay@rrsss16.gouv.qc.ca



UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

Faculté de médecine et des sciences de la santé – Affiliation universitaire (HCLM)
Direction de santé publique - Montérégie
1255, rue Beauregard, Longueuil (Québec) J4K 2M3
Tél. : (450) 928-6777 Téléc. : (450) 928-3295

Le 6 janvier 2006

Rappel

Chers parents,

Il y a environ un mois, nous vous avons envoyé un questionnaire à remplir sur la vaccination des jeunes enfants de la Montérégie. À ce jour, nous n'avons pas reçu votre questionnaire complété et c'est pourquoi nous nous permettons de vous l'envoyer à nouveau. **Toutefois, si vous avez déjà posté le questionnaire, nous vous en remercions sincèrement. Dans ce cas, veuillez ne pas tenir compte de cette lettre.**

Plusieurs parents ont déjà répondu au questionnaire. Cependant, nous souhaitons obtenir le plus de réponses possible afin que les résultats de cette enquête représentent vraiment le profil de vaccination des enfants de votre région. Ces résultats permettront aux autorités de santé publique d'améliorer les services de vaccination aux jeunes enfants de la Montérégie. Pour vous en tant que parent, cela vous permettra de recevoir les meilleurs services possible pour la vaccination de votre enfant.

Votre participation est donc très importante. Il vous suffit de remplir le questionnaire et de nous le retourner par la poste dans l'enveloppe préaffranchie ci-jointe. Cela vous prendra environ 15 minutes. Si vous ne faites pas vacciner votre enfant, veuillez quand même remplir la deuxième page du questionnaire et nous le retourner par la poste. Soyez assurés que vos réponses seront traitées de façon strictement confidentielle.

Nous vous rappelons que votre enfant a été choisi au hasard parmi l'ensemble des enfants de votre région nés entre mai 2002 et avril 2003, ou mai 2004 et avril 2005, et inscrits au Fichier des naissances de la Montérégie. Cette étude est importante, mais vous êtes tout à fait libres d'y participer.

Si vous avez des questions ou des commentaires, il nous fera plaisir d'y répondre. Vous pouvez nous joindre par téléphone au (450) 928-6777 poste 3070, par courriel à m.guay@rrsss16.gouv.qc.ca ou par la poste à l'adresse ci-dessus.

Nous vous remercions à l'avance de votre collaboration que nous apprécions grandement.

Maryse Guay, M.D., M. Sc., F.R.C.P.C.
Responsable du projet

Jacques Lemaire, Ph. D.
Cochercheur

Aicha Hamid
Étudiante à la maîtrise

AH/MG/fs

P.-S. This questionnaire is also available in English. You may obtain a copy by contacting Dr. Maryse Guay at the address above.



UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

Faculté de médecine et des sciences de la santé – Affiliation universitaire (HCLM)
Direction de santé publique - Montérégie
1255, rue Beauregard, Longueuil (Québec) J4K 2M3
Tél. : (450) 928-6777 Téléc. : (450) 928-3295

January 6, 2006

Reminder

Dear Parents:

About a month ago, we sent you a questionnaire on the vaccination of young children in Montérégie. We have not yet received this completed questionnaire from you. For this reason, we are sending you another copy. **If you have already sent back the questionnaire, we express our sincere thanks. In this case, please ignore this reminder.**

Many parents have already responded to the questionnaire. However, we need as many responses as possible so that the results of this study will truly represent your region. These results will allow the health authorities to improve vaccination services provided to young children in the region. As a parent, this will allow you to receive better services regarding the vaccination of your child.

Your participation is therefore very important. This requires simply filling out the questionnaire and returning it in the enclosed envelope. This should take about 15 minutes of your time. Even if your child has never been vaccinated, please fill out the first page of the questionnaire and return it. You can be assured that your responses will be kept confidential.

We remind you that your child has been randomly chosen among children in your region born between May 2002 and April 2003, or May 2004 and April 2005, and registered in the Montérégie birth register. We insist on the importance of this study, but your participation is entirely voluntary.

For any questions or additional information, you can reach Dr. Maryse Guay by telephone at (450) 928-6777 extension 3070, by e-mail at m.guay@riss16.gouv.qc.ca or by regular mail at the address above. We thank you in advance for your valuable collaboration.

Maryse Guay, MD, M Sc, FRCPC
Project supervisor

Jacques Lemaire, Ph D
Co-researcher

Aïcha Hamid
Master's student

AH/MG/fs

P.-S. Ce questionnaire est également disponible en français. Veuillez contacter D^{re} Maryse Guay à l'adresse ci-dessus pour en obtenir une copie.

ANNEXE 7

Lettres français-anglais - Série 2



UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

Faculté de médecine et des sciences de la santé – Affiliation universitaire (HCLM)
Direction de santé publique - Montérégie
1255, rue Beauregard, Longueuil (Québec) J4K 2M3
Tél. : (450) 928-6777 Téléc. : (450) 928-3295

Le 21 septembre 2006

« NOM DU PÈRE ET DE LA MÈRE
ADRESSE
VILLE (QUÉBEC) CODE POSTALE »

Chers parents,

À la demande de la Direction de santé publique de la Montérégie et du ministère de la Santé et des Services sociaux, et dans le cadre de travaux de maîtrise de la Faculté de médecine de l'Université de Sherbrooke, nous réalisons présentement une étude sur la vaccination des enfants de la Montérégie. Les résultats de cette étude seront très utiles pour la prise de décision en santé publique et permettront d'ajuster les interventions de promotion et d'éducation de la vaccination à l'échelle locale, régionale et même provinciale. Ils permettront aux chercheurs de mieux cerner les facteurs responsables d'une sous-immunisation chez les enfants, leur permettant ainsi de déterminer les interventions en santé publique qui s'imposent. Pour vous, en tant que parents, cela vous permettra d'être mieux informés sur les vaccins reçus par votre enfant et ceux qui sont recommandés pour son âge.

Pour participer à cette étude, votre enfant (né le) a été choisi au hasard parmi l'ensemble des enfants de la Montérégie nés entre mai 2002 et avril 2003 ou mai 2004 et avril 2005 et inscrits au Fichier des naissances de la Montérégie. Ses coordonnées nous ont été confirmées par la Régie de l'assurance maladie du Québec avec l'autorisation de la Commission d'accès à l'information du Québec.

Nous avons besoin de votre aide pour connaître l'information sur les vaccins que votre enfant a reçus jusqu'à maintenant. Il vous suffit de remplir le questionnaire ci-joint, ce qui vous prendra environ 15 minutes. Nous vous demandons aussi de remplir la section « *Autorisation de consulter le dossier médical* » afin que nous puissions compléter les informations manquantes auprès du vaccinateur de votre enfant si cela s'avérait nécessaire. Nous serons alors en mesure de déterminer si votre enfant a reçu tous les vaccins recommandés pour son âge.

Si votre enfant n'a pas été vacciné, nous aimerions également le savoir afin d'en tenir compte dans notre étude.

Votre collaboration est grandement appréciée et contribuera à la réussite de cette étude. Toutefois vous êtes libres d'y participer, et votre refus ne modifiera en rien l'accès de votre enfant aux services de vaccination. Soyez assurés que toutes les informations relatives à votre enfant et à vous-mêmes resteront confidentielles. Les questionnaires remplis seront identifiés au nom de votre enfant. Ils seront gardés sous clé et leur accès sera limité au personnel de l'étude. Tous les membres de l'équipe de recherche se sont engagés par écrit à préserver la confidentialité des données des questionnaires. Les renseignements au sujet de votre enfant ne seront utilisés qu'aux fins de l'étude et seront détruits une fois l'étude terminée.

Si vous avez des questions, il nous fera plaisir d'y répondre. Vous pouvez nous joindre par téléphone au: (450) 928-6777 poste 3070, par courriel à m.quay@rrss16.gouv.qc.ca ou par écrit à l'adresse indiquée dans le haut de la page.

Nous communiquerons avec vous dans les semaines à venir dans l'éventualité où nous n'aurions pas reçu votre réponse. Nous vous remercions de votre attention et vous prions d'accepter, chers parents, l'expression de notre considération distinguée.

Maryse Guay, M.D., M. Sc., F.R.C.P.C.
Responsable du projet

Jacques Lemaire, Ph. D.
Cochercheur

Aicha Hamid
Étudiante à la maîtrise

AH/MG/fs

P.-S. This questionnaire is also available in English. You may obtain a copy by contacting Dr. Maryse Guay at the address above.



UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

Faculté de médecine et des sciences de la santé – Affiliation universitaire (HCLM)
Direction de santé publique - Montérégie
1255, rue Beauregard, Longueuil (Québec) J4K 2M3
Tél. : (450) 928-6777 Téléc. : (450) 928-3295

Le 25 octobre 2006

adresse

Rappel

Chers parents,

Il y a environ un mois, nous vous avons envoyé un questionnaire à remplir sur la vaccination des jeunes enfants de la Montérégie. À ce jour, nous n'avons pas reçu votre questionnaire complété et c'est pourquoi nous nous permettons de vous l'envoyer à nouveau. Toutefois, si vous avez déjà posté le questionnaire, nous vous en remercions sincèrement. Dans ce cas, veuillez ne pas tenir compte de cette lettre.

Plusieurs parents ont déjà répondu au questionnaire. Cependant, nous souhaitons obtenir le plus de réponses possible afin que les résultats de cette enquête représentent vraiment le profil de vaccination des enfants de votre région. Les résultats de cette étude seront très utiles pour la prise de décision en santé publique, et permettront d'ajuster les interventions de promotion et d'éducation de la vaccination à l'échelle locale, régionale et même provinciale. Ils permettront aux chercheurs de mieux cerner les facteurs responsables d'une sous-immunisation chez les enfants, leur permettant ainsi de déterminer les interventions en santé publique qui s'imposent. Pour vous, en tant que parents, cela vous permettra d'être mieux informés sur les vaccins reçus par votre enfant et ceux qui sont recommandés pour son âge.

Votre participation est donc très importante pour cette étude faite à la demande de la Direction de santé publique de la Montérégie, du ministère de la Santé et des Services sociaux et dans le cadre de travaux de maîtrise de la Faculté de médecine de l'Université de Sherbrooke. Il vous suffit de remplir le questionnaire et de nous le retourner par la poste dans l'enveloppe préaffranchie ci-jointe. Cela vous prendra environ 15 minutes. Si vous ne faites pas vacciner votre enfant, veuillez quand même remplir la deuxième page du questionnaire et nous le retourner par la poste.

Nous vous rappelons que votre enfant (né "date") a été choisi au hasard parmi l'ensemble des enfants de votre région nés entre mai 2002 et avril 2003, ou mai 2004 et avril 2005, et inscrits au Fichier des naissances de la Montérégie. Ses coordonnées nous ont été confirmées par la Régie de l'assurance maladie du Québec avec l'autorisation de la Commission d'accès à l'information du Québec. Cette étude est importante, mais vous êtes tout à fait libres d'y participer et votre refus ne modifiera en rien l'accès de votre enfant aux services de vaccination. Soyez assurés que toutes les informations relatives à votre enfant et à vous-mêmes resteront confidentielles. Les questionnaires remplis seront identifiés au nom de votre enfant. Ils seront gardés sous clé et leur accès sera limité au personnel de l'étude. Tous les membres de l'équipe de recherche se sont engagés par écrit à préserver la confidentialité des données des questionnaires. Les renseignements au sujet de votre enfant ne seront utilisés qu'aux fins de l'étude et seront détruits une fois l'étude terminée.

Si vous avez des questions ou des commentaires, il nous fera plaisir d'y répondre. Vous pouvez nous joindre par téléphone au (450) 928-6777 poste 3070, par courriel à m.guay@rrsss16.gouv.qc.ca ou par la poste à l'adresse ci-dessus.

Nous vous remercions à l'avance de votre collaboration que nous apprécions grandement.

Maryse Guay, M.D., M. Sc., F.R.C.P.C.
Responsable du projet

Jacques Lemaire, Ph. D.
Cochercheur

Aïcha Hamid
Étudiante à la maîtrise

AH/MG/fs

P.-S. This questionnaire is also available in English. You may obtain a copy by contacting Dr. Maryse Guay at the address above.


**UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE**

Faculté de médecine et des sciences de la santé – Affiliation universitaire (HCLM)
 Direction de santé publique – Montérégie
 1255, rue Beauregard, Longueuil (Québec) J4K 2M3
 Tél. : (450) 928-6777 Téléc. : (450) 928-3295

Septembre 21, 2006

« NOM DU PÈRE ET DE LA MÈRE
 ADRESSE
 VILLE (QUÉBEC) CODE POSTALE »

Dear parents,

We are currently carrying out a study on child vaccination in Montérégie, at the request of the Montérégie Direction de santé publique (public health department) and Quebec's Ministère de la Santé et des Services sociaux (ministry of health and social services), and as part of the master's program in the Université de Sherbrooke faculty of medicine. The results of this study will be very useful in public decision-making and will allow promotional and education initiatives to be adjusted at the local, regional and even provincial levels. The study will also enable researchers to better define the factors responsible for the under-vaccination of children, so that they can determine what public health action must be taken. As parents, you'll be better informed about the vaccines your child receives and what vaccines are recommended for your child's age.

Your child (born) has been randomly selected to take part in this study, from among all Montérégie children born between May 2002 and April 2003 or between May 2004 and April 2005 and who are listed in the Montérégie birth register. The Régie de l'assurance-maladie du Québec (Québec health board), with the authorization of the Commission d'accès à l'information du Québec, provided your child's address to us.

We require your help to learn about the vaccines your child has received to date. You need only fill out the attached questionnaire, which will take you about 15 minutes. We also ask that you fill out the section Authorization to Consult Medical Record, so that we may complete any missing information by contacting your child's vaccinator, if need be. This information will tell us if your child has received all recommended vaccines for his or her age.

If your child has not been vaccinated, we would also like to know, in order to take this information into account in our study.

We greatly appreciate your participation, since it will contribute to the success of this study. You may choose not to participate, however. You will not in any way affect your child's access to vaccination services if you do not take part. Rest assured that all information on your child and yourselves will remain confidential. Completed questionnaires are identified by the child's name. They will be kept under lock and key, and only the study personnel will have access to them. All research team members have agreed in writing to keep the questionnaire data confidential. Your child's information will be used only for study purposes and will be destroyed once the study is completed.

If you have any questions, we will be pleased to answer them. You can reach us by phone at (450) 928-6777, extension 3070, by e-mail at m.guay@rsss16.gouv.qc.ca, or by mail at the address above.

We will contact you in the coming weeks if we have not received your response. Thank you for your attention.

Yours truly,

Maryse Guay, MD, MSc, FRCPC
 Project supervisor

Jacques Lemaire, PhD
 Co-researcher

Aicha Hamid
 Master's student

AH/MG/fs

P.S. Ce questionnaire est également disponible en français. Vous pouvez en obtenir une copie en communiquant avec D^{re} Maryse Guay à l'adresse ci-dessus.


**UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE**

Faculté de médecine et des sciences de la santé – Affiliation universitaire (HCLM)
 Direction de santé publique - Montérégie
 1255, rue Beauregard, Longueuil (Québec) J4K 2M3
 Tél. : (450) 928-6777 Téléc. : (450) 928-3295

Reminder

October 25, 2006

Dear Parents:

About a month ago, we sent you a questionnaire on the vaccination of young children in Montérégie. We have not yet received this completed questionnaire from you. For this reason, we are sending you another copy. **If you have already sent back the questionnaire, we offer our sincere thanks. In this case, please ignore this reminder.**

Many parents have already responded to the questionnaire. However, we need as many responses as possible so that the results of this study will truly represent your region. The study results will be very useful in public health decision-making and will allow promotional and education initiatives to be adjusted at the local, regional and even provincial levels. The study will also enable researchers to better define the factors responsible for the under-vaccination of children, so that they can determine what public health action must be taken. As parents, you'll be better informed about the vaccines your child receives and what vaccines are recommended for your child's age.

Your participation is therefore very important to this study, which is being carried out at the request of the Montérégie Direction de santé publique (public health department) and the Ministère de la Santé et des Services sociaux (ministry of health and social services) as part of a master's program in the Faculty of Medicine at the Université de Sherbrooke. Simply fill out the questionnaire and return it in the enclosed envelope. This should take about 15 minutes of your time. Even if your child has never been vaccinated, please fill out the first page of the questionnaire and return it.

We remind you that your child (born) has been randomly chosen among children in your region born between May 2002 and April 2003, or May 2004 and April 2005, and registered in the Montérégie birth register. The Régie de l'assurance maladie du Québec (Québec health board), with the authorization of the Commission d'accès à l'information du Québec, provided your child's address to us. We insist on the importance of this study, but your participation is entirely voluntary. Your refusal to participate will in no way affect your child's access to vaccination services. Rest assured that all information on you and your child will remain confidential. Completed questionnaires are identified by the child's name. They will be kept under lock and key, and only the study personnel will have access to them. All research team members have agreed in writing to keep the questionnaire data confidential. Your child's information will be used only for study purposes and will be destroyed once the study is completed.

We would be pleased to respond to any questions or comments you may have. You can reach us by telephone at (450) 928-6777, extension 3070, by e-mail at m.quay@rrsss16.gouv.qc.ca, or by regular mail at the address above.

We thank you in advance for your invaluable assistance.

Maryse Guay, MD, M Sc, FRCPC
 Project supervisor

Jacques Lemaire, Ph D
 Co-researcher

Aicha Hamid
 Master's student

AH/MG/fs

P.-S. Ce questionnaire est également disponible en français. Veuillez contacter D^{re} Maryse Guay à l'adresse ci-dessus pour en obtenir une copie.

ANNEXE 8

Critères d'évaluation du statut vaccinal

Annexe 8: Critères d'évaluation du statut vaccinal

Maladies	Nombre de doses requis	Âge minimal	Intervalle minimum entre les doses de vaccins
Diphtérie Coqueluche Tétanos	4	6 semaines (≥ 42 jours)	4 semaines (≥ 28 jrs) entre les 3 premières doses et 6 mois (≥ 181 jrs) entre 3 ^e et 4 ^e doses
Poliomyélite	3	6 semaines (≥ 42 jours)	DCT-P ou DCaT-P 4 semaines (≥ 28 jrs) entre les 3 premières doses et 6 mois (≥ 181 jrs) entre les 3 ^e et 4 ^e doses si VPI ou VPTO 4 semaines (≥ 28 jrs) entre les 2 premières doses, 6 mois (≥ 181 jrs) entre la 2 ^e et 3 ^e doses
<i>Haemophilus influenzae</i> de type b	1	6 semaines (≥ 42 jours)	-Si 3 ou 4 doses doivent être administrées, l'intervalle minimale entre les 1 ^{ères} doses sera de 4 semaines (≥ 28 j). La dernière dose doit être administrée après l'âge de 15 mois (≥ 454 jours) (sauf pour le PRP-OMP), en respectant un intervalle de 2 mois depuis la dose précédente. <u>PRP-T ou HbOC</u> : 1 dose après l'âge de 15 mois <u>PRP-D</u> : 1 dose après l'âge de 18 mois <u>PRP-OMP</u> : 1 dose après l'âge de 12 mois
Rougeole	2	≥ 1 an (365 jours)	4 semaines. (≥ 28 jrs)
Rubéole Oreillons	1	≥ 1 an (365 jours)	Ne s'applique pas
Méningocoque de Séro groupe C	1 3 si Menjugate et Meningitec ou 2 si Neis-vac-C Dans les 2 cas la dernière dose après 5 mois	≥ 1 an (365 jours) < 1 an	Ne s'applique pas 4 semaines 8 semaines

Source : Protocole d'immunisation du Québec (PIQ) [mise à jour de décembre 2005]
(calendrier recommandé à l'époque où la cohorte 1 avait 2 ans)

ANNEXE 9

Engagement au respect de la confidentialité des données

Annexe 9: Engagement au respect de la confidentialité des données

Étude sur la vaccination des jeunes enfants de la Montérégie

Je m'engage à respecter la confidentialité des renseignements personnels qui seront venus à ma connaissance dans le cadre du projet "Étude sur la vaccination des jeunes enfants de la Montérégie". Je m'engage à traiter ces informations avec la plus grande discrétion aux seules fins du projet de recherche et à ne divulguer aucune information relative aux personnes visées par le projet qui permettrait de les identifier.

Fait à Longueuil ce _____ jour du mois de _____ de

L'année _____ pour servir et valoir ce que de droit.

Signature

Témoin

ANNEXE 10

Nombre de participants à l'enquête postale par territoire de CLSC et CSSS

Annexe 10: Nombre de participants à l'enquête postale par territoire de CLSC et CSSS

Territoire de CSSS	Territoires de CLSC	n désiré	n obtenu
Champlain	Saint-Hubert	72	78
	Samuel-de-Champlain	96	101
Haut-Richelieu/Rouville	Champagnat-de-la-Vallée-des-Forts	96	100
	Du Richelieu	60	73
Haut-Saint-Laurent	Huntingdon	36	42
De la Haute-Yamaska	De la Haute-Yamaska	60	60
Jardins-Roussillon	Jardin du Québec	48	58
	Châteauguay	48	62
	Kateri	72	56
Pierre-Boucher	Simone-Monet-Chartrand	72	72
	Longueuil-Ouest	84	71
	Des Seigneuries	72	72
La Pommeraie	La Pommeraie	48	56
Richelieu-Yamaska	Des Patriotes	48	55
	Des Maskoutains	60	62
	De La MRC d'Acton	36	39
Sorel-Tracy	Du Havre	60	68
Du Suroît	Seigneurie-de-Beauharnois	48	50
Vaudreuil-Soulanges	La Presqu'île	96	92
Total		1 212	1 267